

N° 75-001-XIF au catalogue



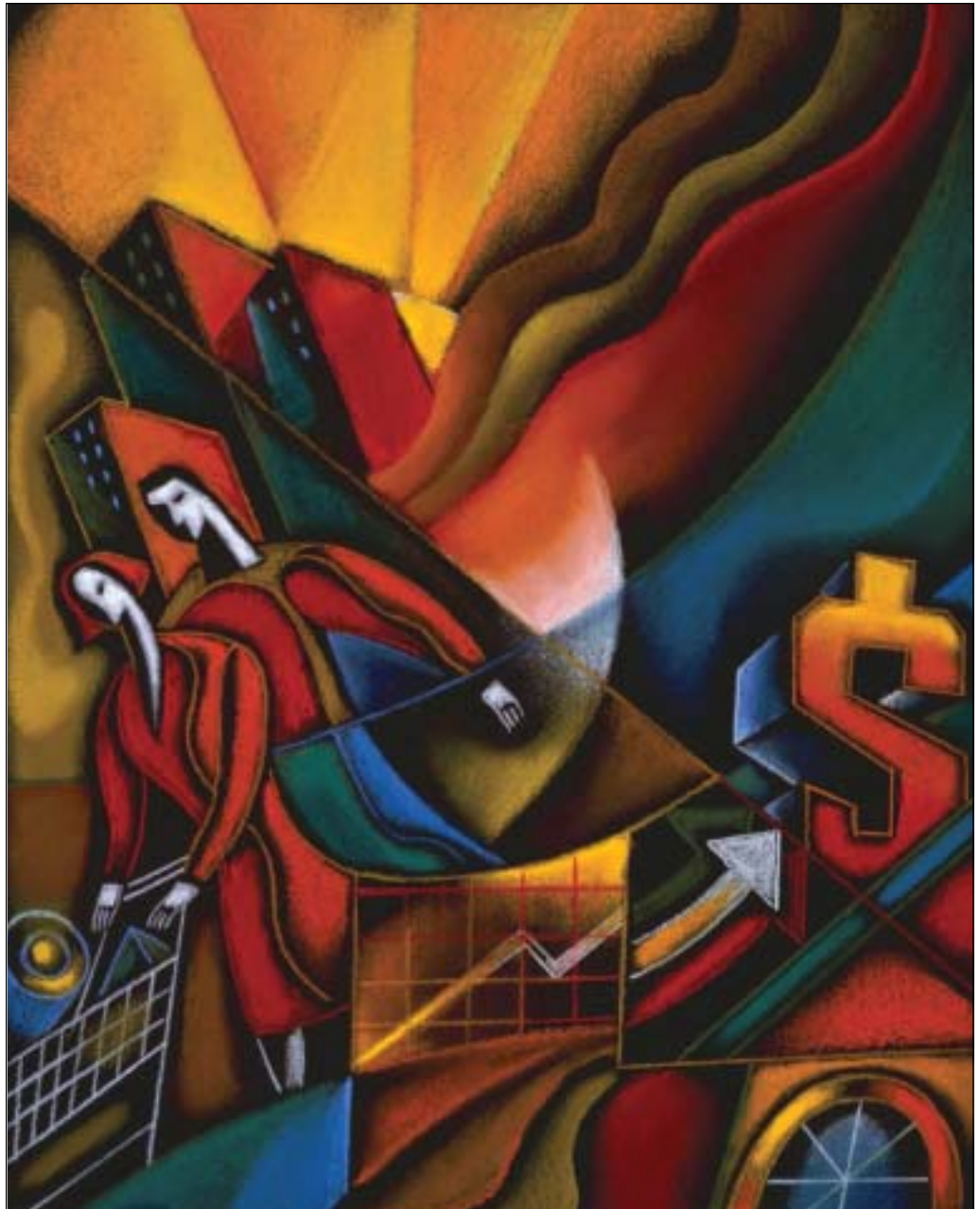
# L'EMPLOI ET LE REVENU EN PERSPECTIVE

**FÉVRIER 2002**

Vol. 3, n° 2

■ INÉGALITÉ DE LA  
RICHESSE

■ EXODE DES  
AGRICULTEURS



Statistique  
Canada

Statistics  
Canada

Canada

## À votre service...

### Comment obtenir d'autres renseignements

Toute demande de renseignements au sujet du présent produit ou au sujet de statistiques ou de services connexes doit être adressée à : *L'emploi et le revenu en perspective*, 9-A6, Jean-Talon, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6 (téléphone : (613) 951-4608; courriel : [perspective@statcan.ca](mailto:perspective@statcan.ca)).

Pour obtenir des renseignements sur l'ensemble des données de Statistique Canada qui sont disponibles, veuillez composer l'un des numéros sans frais suivants. Vous pouvez également communiquer avec nous par courriel ou visiter notre site Web.

<b>Service national de renseignements</b>	<b>1 800 263-1136</b>
<b>Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants</b>	<b>1 800 363-7629</b>
<b>Renseignements concernant le Programme des bibliothèques de dépôt</b>	<b>1 800 700-1033</b>
<b>Télécopieur pour le Programme des bibliothèques de dépôt</b>	<b>1 800 889-9734</b>
<b>Renseignements par courriel</b>	<b><a href="mailto:infostats@statcan.ca">infostats@statcan.ca</a></b>
<b>Site Web</b>	<b><a href="http://www.statcan.ca">www.statcan.ca</a></b>

### Normes de service au public

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois et dans la langue officielle de leur choix. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui doivent être observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer sans frais avec Statistique Canada au 1 800 263 1136.

### L'emploi et le revenu en perspective

(n° 75-001-XIF au catalogue; also available in English: *Perspectives on Labour and Income*, Catalogue no. 75-001-XIE) est publié trimestriellement par le ministre responsable de Statistique Canada. ©Ministre de l'Industrie, 2002. ISSN : 0843-4565.

Prix : 5 \$CAN l'exemplaire, 48 \$CAN pour un abonnement annuel. Les prix ne comprennent pas les taxes de ventes.

Tous droits réservés. Il est interdit de reproduire ou de transmettre le contenu de la présente publication, sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, enregistrement sur support magnétique, reproduction électronique, mécanique, photographique, ou autre, ou de l'emmagasiner dans un système de recouvrement sans l'autorisation écrite préalable des Services de concession des droits de licence, Division du marketing, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada, K1A 0T6.

### Signes conventionnels

Les signes conventionnels suivants sont employés dans les publications de Statistique Canada :

.	indisponible pour toute période de référence
-	indisponible pour une période de référence précise
...	n'ayant pas lieu de figurer
p	préliminaire
r	rectifié
x	confidentiel
E	à utiliser avec prudence
F	trop peu fiable pour être publié

# Faits saillants

## *Dans ce numéro*

### ■ Inégalité de la richesse

- L'augmentation de l'inégalité de la richesse entre 1984 et 1999 s'est accompagnée de baisses importantes de la richesse réelle moyenne et médiane de certains groupes, comme les jeunes couples avec enfants et les immigrants récents.
- Seules les familles à l'extrémité supérieure de la répartition de la richesse ont augmenté leur part de la valeur nette totale entre 1984 et 1999.
- L'inégalité de la richesse s'est accrue davantage chez les couples non âgés ayant des enfants et les familles monoparentales que chez les personnes seules et les couples non âgés n'ayant pas d'enfants.
- La richesse réelle médiane et la richesse réelle moyenne ont progressé beaucoup plus chez les familles dont le soutien économique principal était un diplômé universitaire que chez les autres familles; toutes deux ont baissé chez les familles dont le soutien économique principal était âgé entre 25 et 34 ans, et augmenté chez celles dont le soutien économique principal était âgé de 55 ans ou plus.
- Le vieillissement de la population canadienne durant la période a eu deux effets importants : il a eu tendance à accroître la richesse moyenne et à réduire l'inégalité de la richesse.

### ■ Exode des agriculteurs

- En 1999, l'emploi agricole comme activité principale a chuté de 6 % par rapport à 1998. En 2000, il s'est contracté de 13 % cette fois. Ce dernier a reculé de nouveau en 2001, si bien qu'à la fin de l'année, il se chiffrait à 313 000, une baisse de 26 % en trois ans.

- L'emploi agricole a fléchi, alors que ce ne fut pas le cas au chapitre de la production. En fait, le nombre d'hectares exploités pour les grandes cultures n'a jamais été aussi élevé. La production de volaille et d'œufs ainsi que la production laitière ont progressé au cours des dernières années. Seules la production bovine et la production porcine ont marqué un repli depuis 1998.
- Bien que le relâchement de l'emploi agricole soit survenu dans tout le pays, il ne s'est pas manifesté avec la même ampleur dans toutes les provinces. Les provinces les plus touchées ont été l'Alberta, la Saskatchewan et l'Ontario, où l'emploi agricole à titre d'activité principale a diminué de 30 % ou plus de 1998 à 2001.
- Entre 1998 et 2000, alors que l'emploi principal se repliait dans le secteur agricole, il augmentait dans le transport (11 %), dans le secteur de la fabrication (12 %), dans le commerce (11 %), dans le secteur des soins de santé et de l'assistance sociale (9 %) et dans celui de l'enseignement (4 %), soit les branches d'activité les plus susceptibles d'avoir recours aux compétences des personnes vivant dans des fermes.
- Le phénomène du transfert de branche d'activité pour l'emploi principal ne s'est pas limité aux chefs des exploitations agricoles : les conjoints et les enfants des exploitants agricoles ont semblé, eux aussi, se diriger vers le travail hors ferme. En 1998, pour chaque 100 ménages agricoles, on comptait environ 143 personnes dont l'emploi principal consistait à travailler dans une ferme. En 2001, ce nombre s'établissait à 131.
- En général, les agriculteurs n'ont pas vu leurs bénéfices croître depuis 1996. Les frais d'exploitation ont atteint des sommets sans précédent, neutralisant l'augmentation modeste des gains au chapitre des recettes monétaires agricoles.



# Inégalité de la richesse

René Morissette, Xuelin Zhang et Marie Drolet

LA RÉPARTITION DU REVENU a beaucoup retenu l'attention dans la plupart des pays membres de l'OCDE, incluant le Canada. Au pays, l'inégalité des gains des particuliers s'est accrue depuis le début des années 1980, du moins chez les travailleurs de sexe masculin (Morissette, Myles et Picot, 1994; Beach et Slotsve, 1996). Par contre, l'inégalité du revenu disponible des familles n'a pas augmenté entre le milieu des années 1970 et le milieu des années 1990 (Wolfson et Murphy, 1998). L'inégalité de la richesse, toutefois, a peu attiré l'attention.

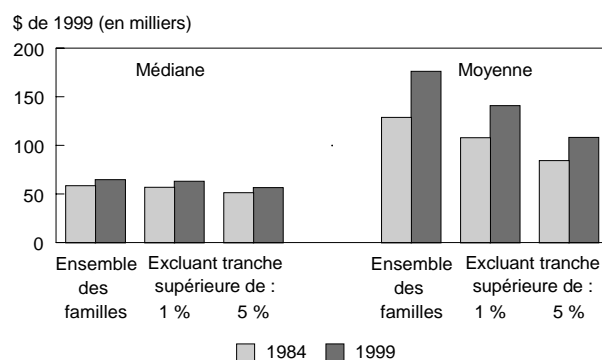
À partir de l'Enquête sur les avoirs et les dettes de 1984 et de l'Enquête sur la sécurité financière de 1999, le présent article permet d'examiner les changements dans l'inégalité de la richesse survenus entre 1984 et 1999. Dans la majeure partie de l'analyse, on utilise trois échantillons différents : l'ensemble des familles, toutes les familles sauf celles se situant dans la tranche supérieure de 1 % de la répartition de la richesse, et toutes les familles sauf celles se situant dans la tranche supérieure de 5 % de la répartition (voir *Sources des données et définitions*).

## Richesse moyenne et médiane

La richesse réelle (c'est-à-dire corrigée en fonction de l'inflation) médiane a augmenté d'environ 10 % entre 1984 et 1999 (graphique A). La richesse réelle moyenne s'est accrue de 28 % à 37 %, selon l'échantillon considéré. L'exclusion de la tranche supérieure de 1 % des familles a eu pour effet de faire baisser le taux de croissance de la richesse moyenne, celui-ci passant de 37 % à 31 %, ce qui montre que le choix de l'échantillon importe. On constate une augmentation de la richesse

*Les auteurs sont au service de la Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail. On peut communiquer avec René Morissette au (613) 951-3608 ou à [rene.morissette@statcan.ca](mailto:rene.morissette@statcan.ca); Xuelin Zhang, au (613) 951-4295 ou à [xuelin.zhang@statcan.ca](mailto:xuelin.zhang@statcan.ca); Marie Drolet, au (613) 951-5691 ou à [marie.drolet@statcan.ca](mailto:marie.drolet@statcan.ca).*

**Graphique A : La richesse médiane et moyenne s'est accrue malgré une hausse des familles dont la richesse est nulle ou négative.**



Sources : *Enquête sur les avoirs et les dettes; Enquête sur la sécurité financière*

médiane et de la richesse moyenne malgré le pourcentage plus élevé de familles dont la valeur nette est nulle ou négative (11 % en 1984 contre 13 % en 1999).

Puisque les familles plus âgées ont davantage de temps pour accumuler des économies, la richesse croît avec l'âge du soutien économique principal, du moins jusqu'à 65 ans (tableau 1). Selon une analyse shift-share, entre 30 % et 39 % de l'augmentation de la richesse moyenne serait liée au vieillissement des familles, le reste étant attribuable à la croissance de la richesse moyenne des différents groupes d'âge.

## L'inégalité de la richesse a-t-elle crû?

Entre 1984 et 1999, la répartition de la richesse est devenue plus inégale alors qu'une augmentation de la richesse réelle ne s'est produite que pour certains segments de la population<sup>4</sup>. La richesse réelle médiane a diminué dans les trois déciles inférieurs mais s'est accentuée d'au moins 30 % dans les trois déciles supérieurs (tableau 2). Seules les familles se situant dans les deux déciles supérieurs de la répartition de la richesse



**Tableau 1 : Richesse moyenne selon l'âge du soutien économique principal**

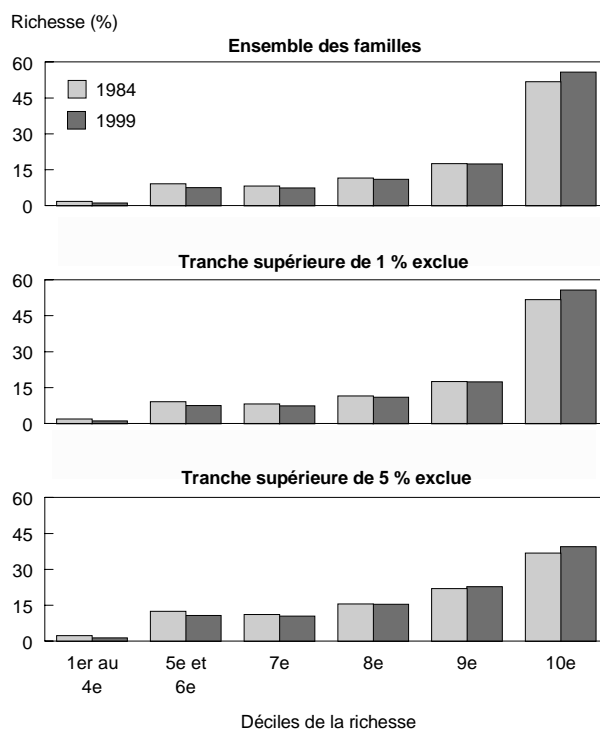
	Richesse moyenne		
	1984	1999	Variation
	\$ de 1999		%
<b>Ensemble des familles</b>	<b>128 900</b>	<b>176 100</b>	<b>36,6</b>
Moins de 25 ans	32 300	32 900	2,0
25 à 34 ans	69 900	67 300	-3,8
35 à 44 ans	137 600	151 900	10,4
45 à 54 ans	202 400	247 800	22,4
55 à 64 ans	210 300	302 900	44,0
65 ans ou plus	140 700	211 900	50,5
<b>Tranche supérieure de 1 % exclue</b>	<b>107 900</b>	<b>140 900</b>	<b>30,5</b>
Moins de 25 ans	31 700	24 600	-22,5
25 à 34 ans	61 900	58 500	-5,5
35 à 44 ans	114 000	118 500	3,9
45 à 54 ans	158 800	190 100	19,7
55 à 64 ans	176 400	234 200	32,8
65 ans ou plus	122 600	185 100	50,9
<b>Tranche supérieure de 5 % exclue</b>	<b>84 300</b>	<b>108 100</b>	<b>28,2</b>
Moins de 25 ans	24 100	16 500	-31,8
25 à 34 ans	51 400	49 400	-3,9
35 à 44 ans	93 100	97 700	4,9
45 à 54 ans	125 100	141 900	13,4
55 à 64 ans	129 700	167 900	29,5
65 ans ou plus	97 000	147 200	51,7

Sources : Enquête sur les avoirs et les dettes; Enquête sur la sécurité financière

ont augmenté leur part de la valeur nette totale (graphique B). Dans le cas des huit autres déciles, la part de la valeur nette totale a reculé. D'après ces résultats, seules les familles se situant dans les deux déciles supérieurs ont vu leur richesse moyenne augmenter plus rapidement que la richesse moyenne globale.

L'inégalité de la richesse ne s'est pas accrue uniformément. Mesurée à l'aide du coefficient de Gini, elle a augmenté beaucoup plus chez les couples non âgés ayant des enfants et les familles monoparentales que chez les personnes seules et les couples non âgés sans enfants (tableau 3). Chez les couples non âgés ayant des enfants de moins de 18 ans, la richesse réelle moyenne a diminué d'environ 15 % dans le deuxième quintile, mais grimpé d'environ 20 % dans le quatrième quintile et davantage encore dans le cinquième quintile (tableau 4).

**Graphique B : Seules les familles des deux déciles supérieurs ont augmenté leur part de la richesse entre 1984 et 1999.**



Sources : Enquête sur les avoirs et les dettes; Enquête sur la sécurité financière

**Tableau 2 : Variations de la richesse médiane, selon le décile de la richesse**

	Richesse médiane		
	1984	1999	Variation
	\$ de 1999		%
Inférieur	-1 800	-5 700	...
Deuxième	700	100	-85,0
Troisième	6 700	5 900	-12,2
Quatrième	21 400	22 700	6,2
Cinquième	45 400	49 600	9,3
Sixième	72 200	81 500	12,9
Septième	104 800	129 000	23,1
Huitième	147 800	192 500	30,3
Neuvième	222 900	299 400	34,3
Supérieur	464 400	628 100	35,3

Sources : Enquête sur les avoirs et les dettes; Enquête sur la sécurité financière

**Tableau 3 : Coefficient de Gini, selon le type de famille**

	1984	1999	Variation %
<b>Personnes seules</b>			
Âgées	0,647	0,655	1,2
Non âgées	0,853	0,868	1,8
<b>Couples non âgés</b>			
Sans enfants ni autres personnes apparentées	0,666	0,695	4,4
Avec enfants de moins de 18 ans*	0,647	0,707	9,3
Avec enfants de 18 ans et plus ou autres personnes apparentées**	0,540	0,614	13,7
<b>Couples âgés sans enfants ni autres personnes apparentées</b>	0,540	0,541	0,2
<b>Familles monoparentales</b>	0,807	0,897	11,2
<b>Autres types de familles</b>	0,667	0,650	-2,5

Sources : Enquête sur les avoirs et les dettes; Enquête sur la sécurité financière

\* Au moins un enfant du soutien économique principal est âgé de moins de 18 ans. La famille peut comprendre aussi d'autres personnes apparentées.

\*\* Aucun enfant âgé de moins de 18 ans.

### Changements dans la structure de la richesse

L'augmentation de l'inégalité de la richesse s'est accompagnée de changements importants dans la structure de la richesse. La richesse réelle médiane et la richesse réelle moyenne ont évolué de façon très distincte pour différentes familles. En premier lieu, toutes deux ont progressé beaucoup plus chez les familles dont le soutien économique principal était un diplômé universitaire (tableau 5). En deuxième lieu, elles ont diminué chez les familles dont le soutien économique principal était âgé de 25 à 34 ans et augmenté chez celles dont le soutien économique principal était âgé de 55 à 64 ans. La hausse a été encore plus forte chez les familles dont le soutien économique principal était âgé de 65 ans ou plus. En troisième lieu, toutes deux ont crû chez les familles nées au Canada et celles nées à l'étranger habitant au Canada depuis 20 ans ou plus, mais fléchi chez les familles nées à l'étranger habitant au Canada depuis moins de 10 ans. En quatrième lieu, elles ont augmenté plus rapidement chez les couples non âgés sans enfants que chez les couples non âgés ayant des enfants de moins de 18 ans.

**Tableau 4 : Variations de la richesse moyenne des couples non âgés avec enfants de moins de 18 ans\*, selon le quintile**

	Richesse moyenne		
	1984	1999	Variation %
	\$ de 1999		
<b>Ensemble des couples non âgés avec enfants de moins de 18 ans</b>			
Inférieur	100	-3 300	...
Deuxième	34 800	29 800	-14,4
Troisième	77 900	80 500	3,4
Quatrième	141 000	170 200	20,7
Supérieur	493 000	703 500	42,7
<b>Tranche supérieure de 1 % exclue</b>			
Inférieur	-100	-3 400	...
Deuxième	34 300	29 200	-14,9
Troisième	76 600	78 800	2,8
Quatrième	137 700	165 600	20,3
Supérieur	383 200	494 400	29,0
<b>Tranche supérieure de 5 % exclue</b>			
Inférieur	-700	-4 000	...
Deuxième	32 000	26 800	-16,1
Troisième	71 800	72 400	0,7
Quatrième	126 200	149 000	18,1
Supérieur	269 500	349 300	29,6

Sources : Enquête sur les avoirs et les dettes; Enquête sur la sécurité financière

\* Au moins un enfant du soutien économique principal est âgé de moins de 18 ans.

Dans de nombreux sous-groupes de population, la richesse réelle médiane s'est accrue beaucoup plus lentement que la richesse moyenne. Par exemple, dans le cas des familles dont le soutien économique principal était âgé de 25 à 34 ans, la richesse réelle médiane a chuté de 36 % tandis que la richesse réelle moyenne a diminué de 4 % seulement. De même, la richesse réelle médiane des couples non âgés ayant de 25 à 54 ans et des enfants de moins de 18 ans a peu varié alors que leur richesse réelle moyenne a crû de 30 % (graphique C)<sup>5</sup>.

Les jeunes couples ayant des enfants de moins de 18 ans et dont le soutien économique principal était âgé de 25 à 34 ans ont connu de fortes variations. Leur richesse réelle médiane et leur richesse réelle moyenne ont baissé de 30 % et de 20 %, respectivement. Le

**Tableau 5 : Richesse médiane et moyenne selon les caractéristiques du soutien économique principal, ensemble des familles**

	Richesse médiane			Richesse moyenne		
	1984	1999	Variation	1984	1999	Variation
	\$ de 1999		%	\$ de 1999		%
<b>Niveau de scolarité</b>						
Pas de diplôme universitaire	52 800	54 100	2,4	119 300	145 300	21,7
Diplôme universitaire	99 600	118 000	18,4	189 300	289 500	52,9
<b>Âge</b>						
24 ans ou moins	3 100	200	-95,1	32 300	32 900	2,0
25 à 34 ans	23 400	15 100	-35,5	69 900	67 300	-3,8
Pas de diplôme universitaire	21 200	11 100	-47,6	62 600	49 800	-20,3
Diplôme universitaire	41 200	30 900	-25,0	102 100	112 100	9,8
35 à 54 ans	88 400	78 400	-11,4	164 900	194 300	17,8
Pas de diplôme universitaire	80 500	65 800	-18,2	153 200	156 000	1,8
Diplôme universitaire	130 300	144 700	11,1	218 700	312 300	42,8
35 à 44 ans	73 500	60 000	-18,4	137 600	151 900	10,4
45 à 54 ans	124 000	115 200	-7,1	202 400	247 800	22,4
55 à 64 ans	129 100	154 100	19,4	210 300	303 900	44,5
65 ans ou plus	80 800	126 000	56,0	140 700	211 900	50,5
<b>Situation d'immigration</b>						
Né au Canada	53 900	60 500	12,1	122 900	168 700	37,3
Au Canada depuis 20 ans ou plus	120 000	171 300	42,7	194 800	285 600	46,6
Au Canada depuis 10 à 19 ans	68 000	44 500	-34,6	114 400	140 800	23,1
Au Canada depuis moins de 10 ans	17 600	13 100	-25,7	90 100	75 700	-16,0
<b>Type de famille</b>						
Personnes seules						
Âgées	41 400	70 000	69,2	78 700	138 100	75,5
Non âgées	5 800	6 000	4,0	47 200	63 900	35,3
Couples						
Sans enfants	71 500	101 600	42,1	151 200	244 200	61,5
Enfants de moins de 18 ans	77 900	77 800	-0,1	149 300	195 900	31,2
Enfants de 18 ans et plus	155 800	167 400	7,5	251 500	312 500	24,3
Couples âgés sans enfants	121 100	177 500	46,6	198 500	280 500	41,3
Familles monoparentales						
Autres types de familles	1 900	3 700	95,5	39 400	63 800	61,8
	74 200	112 700	51,9	145 100	210 200	44,9

Sources : Enquête sur les avoirs et les dettes; Enquête sur la sécurité financière

pourcentage de ces couples ayant une valeur nette nulle ou négative est passé de 9,5 % en 1984 à 16,1 % en 1999. Le repli de la richesse médiane reflète un fléchissement de 39 % de la valeur nette détenue quant à la résidence principale, lequel a fait plus qu'annuler la hausse de 12 % enregistrée au chapitre de la richesse financière<sup>6</sup>.

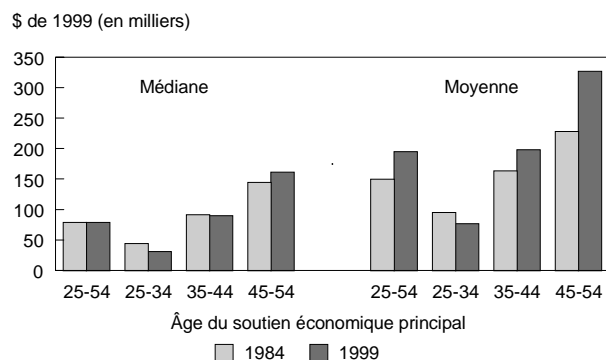
Chez les familles dont le soutien économique principal était âgé de 25 à 34 ans, il est peu probable que le déclin de la richesse réelle médiane, qui a reculé de 36 %, soit attribuable uniquement à une diminution du revenu réel médian après impôt, lequel n'a baissé que de 7 %<sup>7</sup>. Toutefois, on constate une divergence beau-

coup plus faible entre les taux de croissance de la richesse moyenne et du revenu moyen après impôt (-4 % et 1 %, respectivement). Il est peu probable que les héritages et les transferts entre vifs (par exemple, le financement des études ou le versement initial sur une maison par les parents) soient des facteurs contributifs, puisqu'il est peu probable que les parents en 1999 soient plus pauvres que ceux en 1984.

Par contre, la forte augmentation de la richesse réelle médiane et de la richesse réelle moyenne (56 % et 51 %, respectivement) des familles dont le soutien économique principal était âgé de 65 ans ou plus tient probablement à une combinaison de facteurs : des héritages



**Graphique C : Chez les couples non âgés ayant de jeunes enfants\*, la richesse médiane a moins progressé que la richesse moyenne.**



Sources : Enquête sur les avoirs et les dettes; Enquête sur la sécurité financière  
 \* Au moins un enfant du soutien économique principal est âgé de moins de 18 ans.

ont peut-être eu une incidence sur l'inégalité de la richesse. Plus particulièrement, la proportion croissante de personnes seules et de familles monoparentales, dont la richesse est généralement inférieure à la moyenne, peut avoir contribué à accroître l'inégalité de la richesse. Par conséquent, on a repondéré les données de 1999 de telle sorte que l'importance relative des divers types de familles était égale à celle observée en 1984<sup>9</sup>. On a calculé ensuite les mesures de l'inégalité résultant de cette repondération.

Les mesures de l'inégalité utilisées étaient le coefficient de Gini, le coefficient de variation et la mesure exponentielle. Alors que le coefficient de Gini est sensible aux changements qui surviennent dans la tranche du milieu de la répartition de la richesse, le coefficient de variation est sensible aux changements dans la tranche supérieure et la mesure exponentielle, à ceux dans la tranche inférieure (tableau 6).

plus considérables peut-être reçus par les répondants en 1999, un revenu plus élevé provenant de régimes de pension privés, et un revenu plus élevé provenant du Régime de pensions du Canada ou du Régime de rentes du Québec, du Supplément de revenu garanti, ou de la Sécurité de la vieillesse.

Bref, les familles dont le soutien économique principal était un nouveau venu sur le marché du travail — c'est-à-dire une personne jeune ou un immigrant récent — ont perdu du terrain par rapport aux familles plus âgées. En outre, dans un groupe d'âge donné, les familles dont le soutien économique principal n'avait pas de diplôme universitaire ont perdu du terrain par rapport aux familles ayant à leur tête un diplômé universitaire<sup>8</sup>.

### Vieillessement et inégalité de la richesse

Les changements importants dans la structure familiale survenus au cours des deux dernières décennies

**Tableau 6 : Niveaux de l'inégalité de la richesse**

	Données réelles		Données de 1999 basées sur celles de 1984		
	1984	1999	Structure familiale	Structure d'âge	Revenu et autres caractéristiques familiales
<b>Ensemble des familles</b>					
Coefficient de Gini	0,691	0,727	0,724	0,750	0,740
Coefficient de variation	2,325	3,146	3,157	3,261	3,244
Mesure exponentielle	0,531	0,560	0,558	0,590	0,603
<b>Tranche supérieure de 1 % exclue</b>					
Coefficient de Gini	0,646	0,675	0,669	0,702	0,695
Coefficient de variation	1,429	1,517	1,498	1,613	1,597
Mesure exponentielle	0,542	0,556	0,554	0,612	0,676
<b>Tranche supérieure de 5 % exclue</b>					
Coefficient de Gini	0,605	0,637	0,629	0,668	0,661
Coefficient de variation	1,169	1,255	1,235	1,341	1,326
Mesure exponentielle	0,906	0,838	0,848	1,074	1,312

Sources : Enquête sur les avoirs et les dettes; Enquête sur la sécurité financière

On ne peut affirmer avec certitude que la variation de la structure de la famille a ou n'a pas eu tendance à accroître l'inégalité de la richesse. Lorsqu'on considère toutes les familles, l'incidence est ambiguë. L'application de la structure de la famille de 1984 aux données de 1999 a pour effet de

## Sources des données et définitions

L'**Enquête sur les avoirs et les dettes (EAD)** de 1984 était un supplément de l'Enquête sur les finances des consommateurs qui a eu lieu en mai 1984. L'**Enquête sur la sécurité financière (ESF)** de 1999 a été menée de mai à juillet 1999. Dans les deux enquêtes, l'échantillon était fondé sur la base de sondage de l'Enquête sur la population active et représente l'ensemble des familles et des particuliers au Canada, sauf les résidents des territoires, les membres des ménages vivant dans les réserves indiennes, les membres à temps plein des Forces armées et les pensionnaires d'établissements institutionnels<sup>1</sup>. Des données sur tous les membres d'une famille âgés de 15 ans et plus étaient recueillies.

Il importe de signaler certaines différences entre les deux enquêtes. En premier lieu, dans l'EAD, tous les renseignements sur les composantes des avoirs (sauf la résidence) et des dettes ont été recueillis pour chaque membre de la famille âgé de 15 ans ou plus, puis agrégés au niveau de la famille. Dans l'ESF, par contre, les renseignements sur les composantes des avoirs et des dettes ont été recueillis directement au niveau de la famille. En deuxième lieu, contrairement à l'EAD, l'ESF comprenait un échantillon supplémentaire « à revenu élevé » (composé initialement d'environ 2 000 ménages) inclus afin d'améliorer la qualité des estimations de la richesse<sup>2</sup>. L'échantillon final de l'EAD comprenait 14 029 familles et celui de l'ESF, 15 933 familles. Les familles comprennent les personnes seules.

Puisqu'on a moins facilement accès aux enregistrements de la valeur réelle des avoirs et du montant des dettes qu'aux dossiers sur le revenu, la qualité des données sur la richesse est jugée inférieure à la qualité des données sur le revenu. En outre, la qualité des estimations des actifs réels (par exemple, les résidences et les véhicules) est jugée supérieure à celle des estimations des avoirs financiers.

Pour pouvoir comparer le concept de richesse entre les deux enquêtes, on a exclu des données de 1999 la valeur du contenu de la résidence, les objets de valeur et de collection, les rentes et les fonds enregistrés de revenu de retraite étant donné qu'ils n'étaient pas compris dans l'enquête de 1984.

On définit la richesse d'une famille comme étant la différence entre la valeur du total de ses avoirs et le montant total de son endettement. Sont exclus la valeur des régimes de pension liés au travail et les droits à pension ou à la sécurité sociale du gouvernement sous la forme de prestations du Régime de pensions du Canada, du Régime

de rentes du Québec ou de la Sécurité de la vieillesse. Le capital humain, mesuré selon la valeur du flux actualisé des gains à venir de tous les membres de la famille, est également exclu.

Il est particulièrement difficile de mesurer, à partir des données sur la richesse, la queue supérieure de la répartition de la richesse. En se fondant sur diverses sources de données, Davies (1993) estime que, selon l'EAD, la part de la richesse totale détenue par la tranche supérieure de 1 % des familles en 1984 pourrait passer de 17 % à entre 22 % et 27 %, une fois les ajustements apportés. De même, la part de la richesse totale détenue par la tranche supérieure de 5 % des familles pourrait passer de 38 % à entre 41 % et 46 %.

Puisque dans le présent article on compare la richesse à deux périodes différentes, une autre complication tient au fait que le degré de troncature de la répartition de la richesse peut varier au fil du temps. Plus précisément, supposons que la répartition de la richesse véritable soit restée la même entre 1984 et 1999. En appliquant le raisonnement de Davies (1993, p. 160) à l'analyse de la variation de la répartition de la richesse, si aucune famille canadienne dont la valeur nette était supérieure à 10 millions de dollars ne consentait à une interview en 1984 et si aucune famille canadienne dont la valeur nette était supérieure à 50 millions de dollars ne consentait à une interview en 1999, les données de l'EAD et de l'ESF indiqueraient une augmentation (incorrecte) de l'inégalité de la richesse, qui pourrait être attribuable simplement à l'utilisation de meilleures techniques d'interview lors de la deuxième enquête<sup>3</sup>. Par conséquent, la plus grande partie de l'analyse élaborée dans cet article porte sur trois échantillons différents : l'ensemble des familles, toutes les familles sauf celles se situant dans la tranche supérieure de 1 % de la répartition de la richesse, et toutes les familles sauf celles se situant dans la tranche supérieure de 5 %.

Le **coefficient de Gini** et la **mesure exponentielle** sont deux mesures d'inégalité qui égalent un si une famille possède toute la richesse de la société alors que toutes les autres ont une richesse nulle. Les deux mesures égalent zéro dans le cas d'égalité parfaite, c'est-à-dire si toutes les familles ont la même richesse. Le **coefficient de variation**, défini comme le ratio de l'écart-type à la moyenne, égale aussi zéro dans le cas d'égalité parfaite. Il augmente — mais n'égale pas nécessairement un — si une famille possède toute la richesse de la société alors que toutes les autres ont une richesse nulle.

baisser le coefficient de Gini et la mesure exponentielle mais d'augmenter le coefficient de variation (comparativement à leurs valeurs réelles de 1999). Pour l'échantillon dont la tranche supérieure de 1 % de la répartition de la richesse est exclue, l'inégalité de la richesse aurait été moins marquée en 1999 si la compo-

sition des familles était restée la même qu'en 1984. Dans le cas de cet échantillon, entre 14 % et 22 % de l'augmentation de l'inégalité de la richesse était attribuable aux changements survenus dans la structure de la famille<sup>10</sup>. Quant à l'échantillon dont la tranche supérieure de 5 % de la répartition de la richesse est exclue, 25 %

et 23 % de l'augmentation du coefficient de Gini et du coefficient de variation, respectivement, étaient attribuables aux changements dans la structure de la famille<sup>11</sup>.

Le vieillissement de la population a peut-être aussi eu une incidence sur l'inégalité de la richesse. Cependant, cette incidence est peu claire puisqu'elle est associée à une baisse de l'importance relative des jeunes familles, dont la valeur nette est inférieure à la moyenne, et à une augmentation de l'importance relative des familles plus âgées, dont la valeur nette est généralement plus élevée que la moyenne. Pour évaluer l'incidence du vieillissement, on a repondéré les données de 1999 d'après la structure d'âge de 1984 en utilisant six groupes d'âge. Si, en 1999, la structure d'âge avait été la même qu'en 1984, l'inégalité de la richesse aurait été plus élevée. Le vieillissement de la population a donc eu tendance à diminuer l'inégalité de la richesse.

Quelle aurait été l'inégalité de la richesse en 1999 si le revenu permanent et les autres caractéristiques des familles avaient été les mêmes qu'en 1984 et si la valeur nette des familles avait été celle de 1999<sup>12</sup>? Les autres caractéristiques à considérer sont l'âge du soutien économique principal (cinq groupes d'âge), le niveau de scolarité du soutien économique principal (deux niveaux), un indicateur de famille monoparentale, la taille de la famille, des contrôles provinciaux et un indicateur rural-urbain<sup>13</sup>. Dans le cas des trois échantillons, les mesures hypothétiques de l'inégalité pour 1999 sont toujours plus élevées que les mesures de l'inégalité réelles en 1999. Par conséquent, en 1999, si la répartition du revenu permanent et les autres caractéristiques des familles avaient été les mêmes qu'en 1984 et que la valeur nette des familles avait été celle observée en 1999, l'inégalité de la richesse aurait été plus élevée. À tout le moins, cela permet de supposer que le revenu permanent et d'autres caractéristiques sociodémographiques, tels que mesurés à l'aide de données transversales, n'ont pas contribué de façon importante à l'augmentation de l'inégalité de la richesse.

### Explication de l'inégalité de la richesse

Plusieurs facteurs peuvent avoir contribué à la hausse de l'inégalité de la richesse. En premier lieu, les jeunes passent plus de temps aux études avant d'entrer sur le marché du travail, d'où une diminution du nombre d'années pendant lesquelles ils gagnent un revenu important. Cela et l'endettement plus important des étudiants (Finnie, 2001) expliquent probablement une partie de la diminution de leur richesse réelle médiane<sup>14</sup>.

En deuxième lieu, le boom boursier des années 1990 a probablement contribué à la réévaluation rapide des avoirs financiers observée au Canada au cours de la dernière décennie (Yan, 2001). Comme les avoirs financiers sont détenus surtout par les familles au sommet de la répartition de la richesse, cette réévaluation a sans doute contribué à l'augmentation de l'inégalité de la richesse. En troisième lieu, l'accès plus facile au crédit ou des changements dans leurs préférences ont peut-être amené certaines familles dont le niveau de richesse était faible à s'endetter pour financer leurs dépenses, ce qui a diminué leur valeur nette. En quatrième lieu, les cotisations accrues aux REER des familles se situant dans la tranche du milieu de la répartition de la richesse ont peut-être contribué à accroître l'écart entre ces familles et les familles plus pauvres si ces cotisations plus importantes ont eu pour effet de relever leur taux d'épargne. En cinquième lieu, les différences entre les familles dont le niveau de richesse est faible et celles dont le niveau de richesse est élevé dans l'augmentation des héritages et des transferts entre vifs ont peut-être aussi joué un rôle. Il est impossible de quantifier ces facteurs à l'aide des ensembles existants de données.

### Résumé

L'inégalité de la richesse s'est accrue entre 1984 et 1999. L'augmentation s'est accompagnée de baisses considérables de la richesse réelle moyenne et médiane de certains groupes, comme les jeunes couples avec enfants et les immigrants récents.

Seul le 10<sup>e</sup> décile — et dans le cas de certains échantillons, le 9<sup>e</sup> décile — ont augmenté leur part de la valeur nette totale entre 1984 et 1999. L'inégalité de la richesse s'est accentuée davantage chez les couples non âgés ayant des enfants et les familles monoparentales que chez les personnes seules et les couples non âgés n'ayant pas d'enfants.

La richesse réelle médiane et la richesse réelle moyenne ont progressé beaucoup plus chez les familles dont le soutien économique principal était un diplômé universitaire que chez les autres familles; toutes deux ont baissé chez les familles dont le soutien économique principal était âgé de 25 à 34 ans et augmenté chez celles dont le soutien économique principal était âgé de 55 ans ou plus.

Le vieillissement de la population entre 1984 et 1999 a eu deux incidences importantes : il a eu tendance à accroître la richesse moyenne des Canadiens et à réduire l'inégalité de la richesse.

Les jeunes couples avec enfants ont vu leur richesse médiane diminuer de 30 %. Cela s'est traduit par une baisse importante de leur valeur nette détenue quant à la résidence principale. De plus, une proportion grandissante de ces couples avaient une valeur nette nulle ou négative et ne pouvaient, par conséquent, compter sur leurs économies leur permettant de disposer de liquidités en période de stress économique.

### Perspective

#### Notes

- 1 Il s'agit, par exemple, d'établissements pénitentiaires, d'hôpitaux psychiatriques, de sanatoriums, d'orphelinats et de foyers pour personnes âgées.
- 2 L'inclusion d'un échantillon supplémentaire à revenu élevé dans l'enquête de 1999 a permis d'obtenir des données plus précises sur la richesse (par exemple, mesures de la richesse moyenne, de la richesse médiane et de l'inégalité de la richesse) comparativement à l'EAD, données qui demeurent non biaisées (comme celles de l'EAD).
- 3 Les méthodes de pondération ne peuvent corriger ce problème, puisque l'échantillon ne comprendrait aucune famille dont la valeur nette est supérieure à 10 (50) millions de dollars.
- 4 Plus précisément, si la tranche inférieure de 0,5 % de la répartition de la richesse est exclue, on peut affirmer sans ambiguïté que l'inégalité de la richesse a augmenté entre 1984 et 1999, c'est-à-dire que la courbe de Lorenz de 1999 se situe sous la courbe de Lorenz de 1984 pour tous les points de la répartition de la richesse. Voir Morissette, Zhang et Drolet (2002) pour une analyse détaillée.
- 5 Les couples ayant des enfants de moins de 18 ans sont ceux dont le soutien économique principal a *au moins* un enfant âgé de moins de 18 ans.
- 6 La richesse financière se rapporte à l'avoir net moins la valeur nette détenue relative à la résidence et à l'entreprise. La richesse financière médiane des jeunes couples ayant des enfants de moins de 18 ans s'est accrue, passant de 7 200 \$ en 1984 à 8 000 \$ en 1999. Leur valeur nette médiane détenue au chapitre de la résidence principale a chuté, passant de 26 000 \$ en 1984 à 16 000 \$ en 1999.
- 7 Il faut user de circonspection en faisant cette affirmation puisque la variation de la richesse dépend, entre autres choses, de celle des revenus annuels antérieurs après impôt et non seulement de celle du revenu actuel après impôt mesuré à l'aide de données transversales.
- 8 Puisque certains indices tendent à démontrer que les avoirs financiers étaient mieux déclarés en 1999 qu'en 1984 (Morissette, Zhang et Drolet, 2002), les taux de croissance de la richesse observés pour les groupes dont la richesse augmente doivent être interprétés avec prudence. Ils sont susceptibles de représenter une borne supérieure pour les véritables taux de croissance de la richesse de ces groupes.
- 9 On a utilisé 14 catégories pour définir les familles.
- 10 Le coefficient de variation qu'on aurait observé en 1999 si la structure de la famille avait été la même qu'en 1984 est égal à 1,498 plutôt qu'à 1,517. Ainsi, dans ce cas, 22 % (c'est-à-dire  $[1,517-1,498]/[1,517-1,429]$ ) de l'augmentation du coefficient de variation est attribuable aux changements dans la structure de la famille.
- 11 La baisse de la mesure exponentielle observée pour cet échantillon (dans les données réelles) est attribuable aux courbes de Lorenz de 1984 et de 1999 qui se croisent sous la tranche inférieure de 0,5 % de la répartition de la richesse.
- 12 Le revenu permanent d'une famille désigne le revenu prévu de cette famille au moment où le soutien économique principal aura 45 ans et l'âge du conjoint (s'il existe) est fixé à ce qu'il sera lorsque le soutien économique principal aura 45 ans. Pour de plus amples détails, voir Morissette, Zhang et Drolet (2002).
- 13 Aux fins de cette approche, on a regroupé d'abord les données de 1984 et celles de 1999. On a estimé ensuite un modèle logit où la variable dépendante est égale à 1 si une famille ayant un niveau de revenu permanent donné et d'autres attributs donnés est observée en 1984, à 0 si elle est observée en 1999. Puis, on a repondéré les données de 1999 selon le facteur  $(P_{i84}/P_{i99}) \cdot (K_{99}/K_{84})$ , où  $P_{i84}$  et  $P_{i99}$  sont la probabilité que la famille  $i$  soit observée en 1984 et en 1999, respectivement, et  $K_{99}$  et  $K_{84}$  sont la somme des poids pour 1999 et 1984, respectivement. Enfin, après avoir repondéré les données de 1999, on a calculé les mesures de l'inégalité. Les variables explicatives utilisées dans le modèle logit comprennent le revenu permanent et les autres attributs définis ci-dessus. Pour plus de détails, voir DiNardo, Fortin et Lemieux (1996).
- 14 Les jeunes se marient maintenant plus tard, et donc bénéficient plus tard des économies d'échelle associées à la cohabitation. Toutefois, cela pourrait être contrebalancé par le fait que certains jeunes restent chez leurs parents plus longtemps ou ont recours à d'autres

formes de cohabitation. De même, le déplacement à la baisse dont atteste le profil âge-gains des jeunes hommes (Beaudry et Green, 1997) a peut-être eu tendance à réduire la richesse réelle des jeunes hommes, mais son effet a peut-être été contrebalancé en partie par le nombre croissant de jeunes familles où les deux conjoints travaillent.

### ■ Documents consultés

BEACH, C.M., et G.A. SLOTSVE. *Are We Becoming Two Societies? : Income Polarization and the Myth of the Declining Middle Class in Canada*, Toronto, C.D. Howe Institute, 1996, vol. 12, « Social Policy Challenge Series ».

BEAUDRY, P., et D.A. GREEN. « Cohort patterns in Canadian earnings and the skill-biased technical change hypothesis », Colombie-Britannique, Department of Economics, Université de la Colombie-Britannique, 1997, document de travail 97/03.

DAVIES, J.B. « The distribution of wealth in Canada », *Research in Economic Inequality*, Greenwich (CT), éd. E. Wolff, JAI Press, 1993, vol. 4, p. 159 à 180.

DINARDO, J., N.M. FORTIN et T. LEMIEUX. « Labour market institutions and the distribution of wages, 1973-1992 : A semiparametric approach », *Econometrica*, septembre 1996, vol. 64, n° 5, p. 1001 à 1044.

FINNIE, R. « Student loans : the empirical record », *The Canadian Journal of Higher Education*, 2001, à paraître.

MORISSETTE, R., J. MYLES et G. PICOT. « Earnings inequality and the distribution of working time in Canada », *Canadian Business Economics*, printemps 1994, vol. 2, n° 3, p. 3 à 16.

MORISSETTE, R., X. ZHANG et M. DROLET. « L'évolution de l'inégalité de la richesse au Canada, 1984-1999 », Statistique Canada, Ottawa, 2002, n° 187, série « Documents de recherche », Direction des études analytiques.

WOLFSON, M.C., et B.B. MURPHY. « New views on inequality trends in Canada and the United States », *Monthly Labor Review*, avril 1998, vol. 121, n° 4, p. 3 à 23.

YAN, X. « Understanding saving and wealth accumulation », Statistique Canada, Division des comptes des revenus et des dépenses, 2001, document de travail.



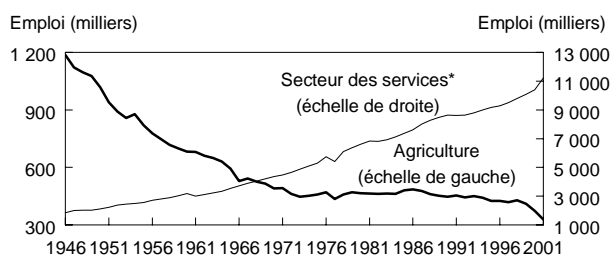
# Exode des agriculteurs

Geoff Bowlby

**A**U FIL DU TEMPS, le secteur agricole emploie de moins en moins de Canadiens. Le marché du travail, autrefois très axé sur les branches d'activité liées à la production des biens telles que l'agriculture et la fabrication, s'est transformé. Aujourd'hui, les Canadiens sont plus susceptibles de travailler dans le secteur des services.

Parmi d'autres facteurs, l'augmentation de la productivité agricole de même que les nouvelles perspectives d'emploi en milieu urbain ont contribué à provoquer un exode massif des régions rurales amorcé peu après la Seconde Guerre mondiale. En 1946, le nombre de personnes dont l'emploi principal consistait à travailler dans une ferme se chiffrait à environ 1,2 million. Trente ans plus tard, ce nombre était passé à un peu moins d'un demi-million. Le fléchissement a ralenti au cours du reste du siècle, mais l'emploi dans les autres secteurs de l'économie, notamment dans le secteur des services, a continué de progresser (graphique A).

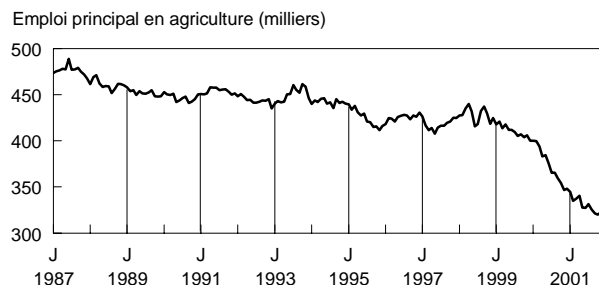
**Graphique A : L'emploi agricole a reculé énormément après la Seconde Guerre mondiale alors que le Canada a passé à une économie de services.**



Source : Enquête sur la population active  
\* Exclut les administrations publiques.

L'année 1999 a marqué le début d'une tendance à la baisse plus prononcée, alors que le nombre d'emplois agricoles occupés à titre d'activité principale a chuté de 6 % par rapport à 1998 (graphique B). En 2000, le taux de réduction s'est accéléré, l'emploi agricole s'étant contracté de 13 % cette fois. L'emploi agricole

**Graphique B : L'emploi agricole a chuté de façon marquée de 1999 à 2001.**



Source : Enquête sur la population active, données désaisonnalisées

a reculé de nouveau en 2001, si bien qu'à la fin de l'année, il se chiffrait à 313 000, en baisse de 26 % comparativement à ce qu'il était à peine trois ans plus tôt. Il s'agit là du fléchissement le plus important depuis environ 35 ans.

Cependant, l'affaiblissement de l'emploi agricole ne s'est pas traduit par un abandon en masse des terres agricoles. En fait, on observe la situation inverse (tableau). Le nombre d'hectares exploités pour les grandes cultures, comme le maïs, le blé et le foin, n'a jamais été aussi élevé. Entre 1998 et 2001, le nombre d'hectares exploités pour les grandes cultures a augmenté de 1,1 %. En général, la production totale s'est accrue, reflétant l'ensemencement d'une plus grande

Geoff Bowlby est au service de la Division de la statistique du travail. On peut communiquer avec lui au (613) 951-3325 ou à [geoff.bowlby@statcan.ca](mailto:geoff.bowlby@statcan.ca).



## Principaux produits agricoles

	Grandes cultures (hectares)	Bovins	Porcs	Volailles	Œufs (douzaines)	Lait (kilolitres)
1989	32 779	12 457	10 665	390 438	471 715	7 367
1990	32 303	12 560	10 156	406 940	466 028	7 346
1991	32 360	12 843	10 462	411 090	468 187	7 269
1992	32 880	13 025	10 784	408 810	469 719	6 903
1993	33 794	13 252	10 566	430 258	470 671	6 789
1994	34 190	13 924	10 888	486 338	474 459	7 036
1995	34 062	14 730	11 522	486 218	478 591	7 197
1996	33 913	15 051	11 490	501 289	484 914	7 172
1997	34 363	14 910	11 740	516 952	494 269	7 421
1998	34 759	14 706	12 355	539 652	498 847	7 521
1999	34 166	14 447	12 281	569 652	523 161	7 590
2000	35 476	14 416	12 240	590 433	549 711	7 499
2001	35 136	14 635	12 226	..	..	7 561
Variation de 1998 à l'année la plus récente (%)	377 (1,1)	-71 (-0,5)	-129 (-1,0)	50 781 (9,4)	50 864 (10,2)	40 (0,5)

Source : Division de l'agriculture

superficie de terres agricoles et de nouvelles variétés de cultures à rendement plus élevé. La production de viande de volaille et d'œufs ainsi que la production laitière ont également progressé au cours des dernières années.

Toutefois, les produits agricoles n'ont pas tous connu une hausse. Les bovins et le porc ont légèrement fléchi, bien que ces baisses soient bien loin du repli enregistré au chapitre de l'emploi agricole.

Le présent article comporte deux parties. Premièrement, il permet de démontrer où le fléchissement de l'emploi agricole s'est produit et quels types de fermes et de travailleurs agricoles ont été plus touchés. Deuxièmement, il fait état de diverses théories susceptibles d'expliquer pourquoi l'emploi agricole comme activité principale a fléchi de façon aussi marquée alors que ce ne fut pas le cas en ce qui concerne la production agricole.

### Repli de l'emploi agricole — faits saillants

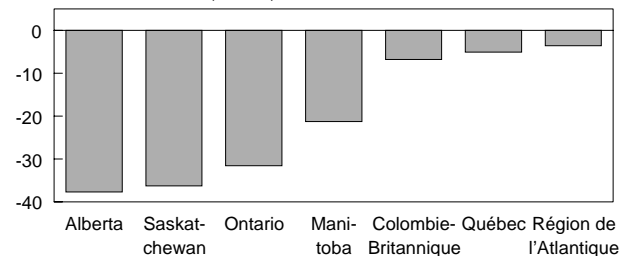
Bien que le relâchement de l'emploi agricole se soit fait sentir dans la plupart des régions du pays, il ne s'est pas produit avec la même ampleur dans toutes les provinces. Les provinces les plus touchées ont été l'Alberta, la Saskatchewan et l'Ontario, l'emploi agricole à titre d'activité principale ayant diminué de 30 % ou plus (graphique C). Au Manitoba, l'emploi agricole

a aussi considérablement fléchi, en baisse de plus de 20 % au cours des trois années. Il semble avoir reculé en nombre égal chez les hommes et chez les femmes dans la plupart des régions du pays. L'emploi s'est contracté davantage dans les fermes de culture que dans les autres types d'exploitations agricoles (graphique D).

Une caractéristique intéressante du repli de l'emploi agricole se rapporte au déclin observé chez les agriculteurs indépendants sans employés (graphique E). Les agriculteurs de ce groupe sont plus susceptibles de posséder de petites fermes qui sont exploitées comme activité secondaire. Il s'agit là d'un phénomène important puisque, tel que discuté plus tard, une partie de la contraction de l'emploi agricole

### Graphique C : L'Alberta, la Saskatchewan et l'Ontario ont connu le plus fort repli de l'emploi agricole.

Variation de l'emploi agricole comme activité principale entre décembre 1998 et décembre 2001 (milliers)



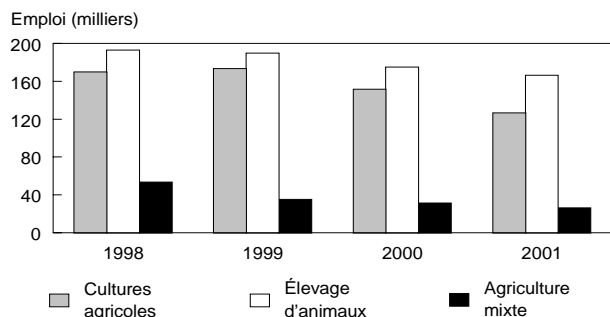
Source : Enquête sur la population active

occupé à titre d'activité principale de 1998 à 2001 pourrait être attribuable à l'exploitation d'un nombre plus élevé de fermes comme activité secondaire.

### Pourquoi l'emploi agricole est-il en baisse?

Une vaste gamme de raisons peut expliquer la diminution de l'emploi agricole, et bon nombre de ces raisons sont étroitement liées. La réduction du nombre de fermes, la hausse de la productivité agricole, les

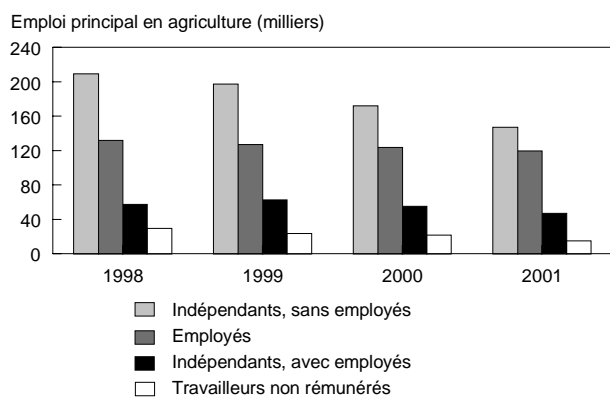
**Graphique D : Les cultures agricoles ont affiché la tendance à la baisse la plus marquée.**



Source : Enquête sur la population active

meilleures perspectives d'emploi hors ferme entraînant une croissance de l'exploitation de fermes comme activité secondaire, et la progression du travail hors ferme pour les conjoints des exploitants agricoles sont tous des facteurs contributifs. Les deux derniers facteurs pourraient être particulièrement importants puisque le

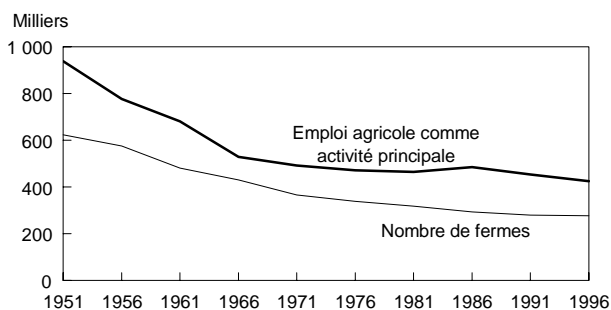
**Graphique E : L'emploi dans les fermes sans employés a chuté plus rapidement.**



Source : Enquête sur la population active

relâchement de l'emploi agricole comme activité principale coïncide avec une période de croissance considérable au chapitre des perspectives d'emploi hors ferme.

**Graphique F : Le déclin de l'emploi agricole selon l'Enquête sur la population active allait de pair avec les chiffres sur les fermes tirés du recensement.**



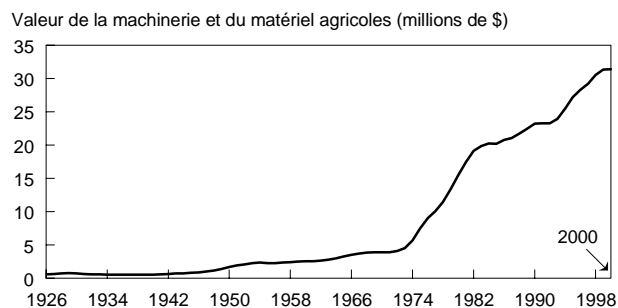
Sources : Enquête sur la population active; Recensement de l'agriculture

**Fermes moins nombreuses mais plus importantes, productivité du travail agricole à la hausse**

On pourrait penser que le recul énorme de l'emploi agricole est le résultat d'une diminution importante du nombre de fermes. Le nombre de fermes a diminué de façon marquée entre 1951 et 1976 et a continué à diminuer mais à un rythme plus lent pendant le reste du siècle, suivant ainsi une courbe similaire à celle de l'emploi agricole (graphique F).

Cependant, la réduction du nombre d'exploitations agricoles s'est accompagnée d'une augmentation de la taille moyenne des fermes. En fait, les personnes exploitant une ferme ont cultivé plus de terres et

**Graphique G : Il y a eu mécanisation des fermes au cours des années précédant la chute accélérée de l'emploi agricole comme activité principale.**



Source : Division de l'agriculture

produit plus de nourriture. Les tendances passées démontrent une corrélation non seulement entre le nombre de fermes et l'emploi agricole à titre d'activité principale, mais également entre l'emploi agricole comme activité principale et la productivité du travail.

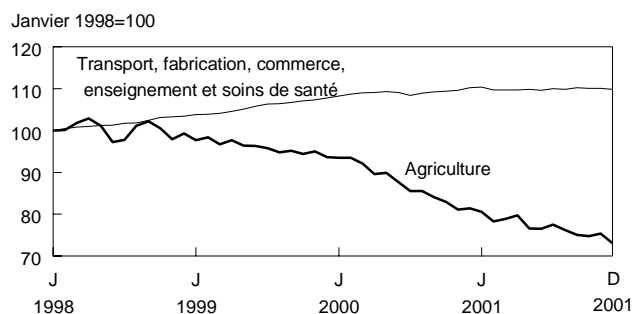
Au milieu des années 1990 précédant le relâchement de l'emploi agricole comme activité principale, on a observé une forte augmentation de nouveaux investissements au chapitre des fermes et de la machinerie, ce qui a donné lieu à une certaine substitution de la main-d'œuvre par le capital (graphique G). En raison des investissements agricoles, la valeur totale de la machinerie et du matériel agricoles a commencé à croître de façon marquée en 1994. En 2000, leur valeur avait augmenté de 53 %, la plus forte hausse depuis les années 1970.

#### Expansion du travail agricole comme activité secondaire

Bien que la productivité agricole ait probablement crû, il serait peu probable que les fermes soient en mesure d'assurer une production semblable à ce qu'elle était trois ans plus tôt avec une main-d'œuvre réduite de 26 %. Si la hausse de la productivité a contribué à expliquer la tendance à la baisse de l'emploi agricole que révèlent les données de l'Enquête sur la population active (EPA), il est aussi probable que plusieurs personnes exploitent de plus en plus leur ferme à titre d'activité secondaire. Les données de l'EPA se rapportant à la branche d'activité et à la profession sont fondées sur l'activité principale des personnes sur le marché du travail. Lorsque l'emploi agricole recule selon l'EPA, cela implique une diminution du nombre de personnes dont l'emploi principal consiste à travailler dans une ferme. L'agriculteur peut continuer à exploiter sa ferme, mais il s'agit de son emploi secondaire. À mesure que s'améliorent les possibilités de consacrer plus d'heures à leur autre emploi, certains exploitants agricoles finissent par travailler davantage à titre de camionneur qu'à titre d'agriculteur par exemple, même si la ferme continue de produire la même quantité de bœuf, de lait ou de volaille.

Il ne fait aucun doute que la croissance de l'emploi hors du secteur agricole a été très forte entre 1998 et 2000. Si les exploitants agricoles sont passés de l'agriculture à un autre domaine pour ce qui est de leur emploi principal, on devrait constater une croissance de l'emploi relativement forte dans les branches d'activité exigeant des compétences similaires (graphique H). Selon les données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 1998, environ 15 % des personnes travaillant dans le secteur agricole occupaient

**Graphique H : Alors que l'emploi principal a reculé dans le secteur agricole, il a progressé dans cinq branches d'activité exigeant des compétences similaires.**



Source : Enquête sur la population active, données désaisonnalisées

un emploi hors ferme — soit l'un des taux les plus élevés de cumul d'emplois dans l'économie. Plus de la moitié des agriculteurs qui cumulaient des emplois occupaient des postes dans le transport et l'entreposage (12 %), la fabrication (12 %), le commerce de détail et de gros (11 %), les soins de santé et l'assistance sociale (10 %) ou les services d'enseignement (9 %).

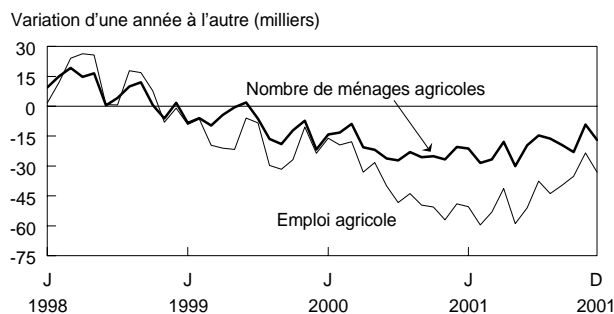
De 1998 à 2000, alors que l'emploi principal se repliait dans le secteur agricole, il progressait dans le transport (11 %), dans le secteur de la fabrication (12 %), dans le commerce (11 %), dans le secteur des soins de santé et de l'assistance sociale (9 %) et dans celui de l'enseignement (4 %). Cela laisse croire que les perspectives d'emploi hors ferme se sont énormément améliorées pour les exploitants agricoles, du moins en 1999 et en 2000.

En 2001, la situation du marché du travail s'est détériorée. Les perspectives liées au travail hors ferme ont régressé, mais l'emploi agricole a quand même poursuivi son déclin — bien qu'à un rythme plus lent par rapport à 2000. Malgré son importance, la croissance du travail hors ferme n'est évidemment pas le seul facteur qui détermine le nombre de personnes dont l'emploi principal est de nature agricole.

#### Diminution du nombre de personnes ayant un emploi principal en agriculture par ménage, les conjoints étant moins susceptibles de combiner leurs efforts

Le phénomène du transfert de branche d'activité pour l'emploi principal ne s'est pas limité aux chefs des exploitations agricoles : les conjoints et les enfants des exploitants agricoles ont semblé, eux aussi, se diriger

**Graphique I : L'emploi agricole comme activité principale s'est contracté plus rapidement que le nombre de ménages agricoles.**



Source : Enquête sur la population active, données non désaisonnalisées

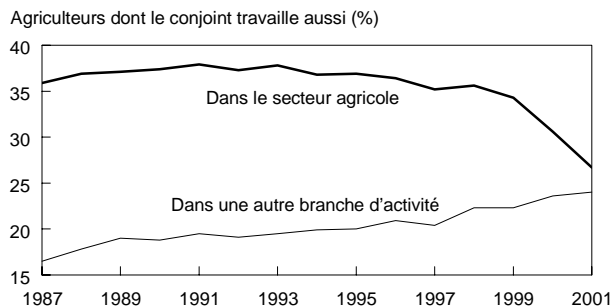
vers le travail hors ferme. Si le nombre de ménages agricoles (ménages comptant au moins un membre dont l'emploi principal est de nature agricole) a diminué, il a moins fléchi que l'emploi global dans cette branche d'activité (graphique I). Par conséquent, le nombre de personnes dont l'emploi principal était lié à l'agriculture par ménage agricole a également diminué. En 1998, pour chaque 100 ménages agricoles, on comptait environ 143 personnes dont l'emploi principal consistait à travailler dans une ferme. En 2001, ce nombre s'établissait à 131.

La majeure partie de la baisse était attribuable au fait que moins de conjoints combinaient leurs efforts pour assurer l'exploitation de la ferme (graphique J). En 1998, environ 36 % des agriculteurs avaient un conjoint travaillant aussi dans le secteur agricole; cette proportion a diminué pour se fixer à 27 % en 2001. Parallèlement, le pourcentage d'agriculteurs dont le conjoint occupait un emploi principal hors ferme est passé de 22 % à 24 %.

**Stagnation des bénéfices**

Jusqu'ici, dans le présent article, on a laissé entendre que l'emploi agricole à titre d'activité principale fléchit pour diverses raisons : consolidation et mécanisation des fermes, décision de la part des

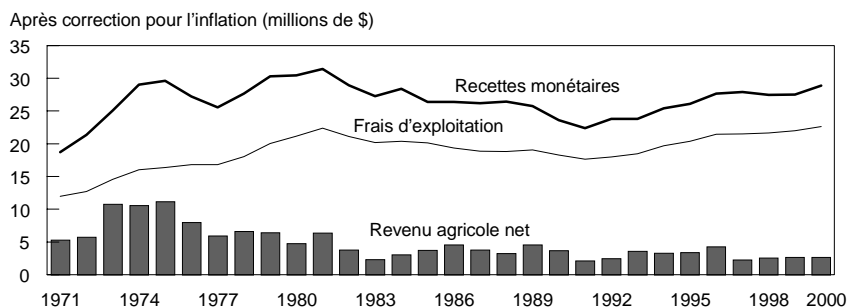
**Graphique J : Moins de conjoints combinent leurs efforts pour assurer l'exploitation de la ferme.**



Source : Enquête sur la population active

agriculteurs de se tourner davantage vers un emploi non agricole et de transformer leur emploi principal en passant de l'agriculture à un autre domaine, et diminution du nombre de conjoints assurant ensemble l'exploitation de la ferme. Ces tendances sont-elles le résultat d'un mouvement d'exclusion de l'agriculture ou d'un mouvement d'attraction vers des perspectives plus intéressantes dans d'autres branches d'activité? Il est probable que la très forte demande de travailleurs dans des secteurs tels que la fabrication et le transport, où les agriculteurs peuvent faire valoir leurs compétences, ait constitué la principale force d'attraction.

**Graphique K : La stagnation des bénéfices agricoles peut pousser certains agriculteurs à délaisser l'agriculture...**

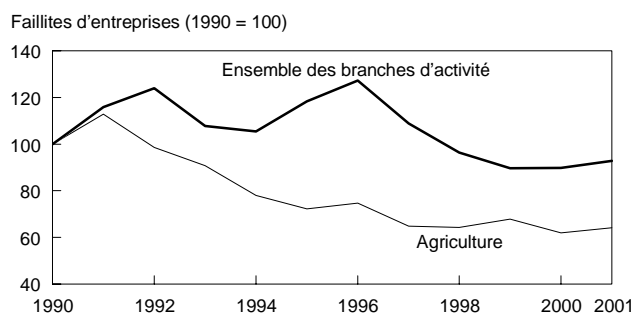


Sources : Division de l'agriculture; indice des prix à la consommation

Le fait que, en général, les agriculteurs n'aient pas vu leurs bénéfices croître depuis 1996 pourrait constituer l'un des principaux facteurs d'exclusion (graphique K). Les frais d'exploitation agricoles ont atteint des sommets sans précédent, neutralisant l'augmentation modeste des gains au chapitre des recettes monétaires agricoles. Par conséquent, le revenu agricole net s'est chiffré à 2,6 milliards de dollars en 2000 (après correction pour l'inflation), soit à peu près le niveau des trois années antérieures et très nettement en deçà du sommet de 11,1 milliards de dollars atteint en 1975.

Bien que certains exploitants délaissent, sans aucun doute, l'agriculture en raison de la hausse des coûts et des bénéfices peu élevés, le nombre de faillites agricoles a diminué au cours des dernières années (graphique L). Se chiffrant à 471 en 1991, le nombre de fermes ayant fait faillite s'établissait à 271 en 2001. Le revenu net peu élevé ne se traduit pas par une augmentation des faillites. Les agriculteurs semblent s'ajuster à la conjoncture économique en délaissant de manière ordonnée le secteur agricole ou en rééquilibrant leur situation d'emploi en se trouvant un emploi principal hors du secteur agricole.

### Graphique L : ...mais les revenus agricoles ne semblent pas les acculer à la faillite.

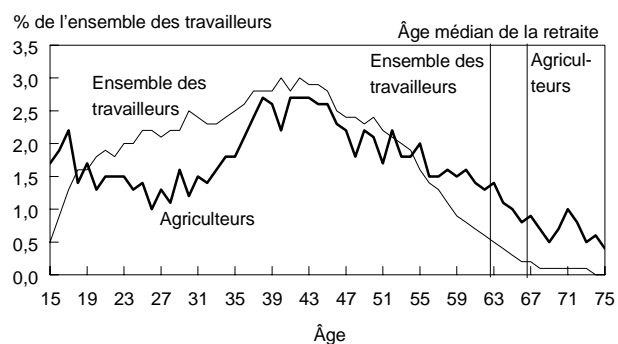


Source : Industrie Canada

### Vieillesse de la population agricole

L'âge n'est ni un facteur d'exclusion ni un facteur d'attraction. L'âge médian de la retraite en agriculture s'établit à 66 ans (graphique M). Même s'il s'agit là d'un âge beaucoup plus avancé que l'âge médian global de la retraite (62 ans), une proportion nettement plus élevée d'agriculteurs approchent ou ont dépassé l'âge normal de la retraite.

### Graphique M : Les agriculteurs sont plus âgés que la moyenne et bon nombre d'entre eux sont près de l'âge normal de la retraite ou l'ont dépassé.



Source : Enquête sur la population active

### Résumé

La taille des fermes et la productivité du travail agricole se sont manifestement accrues, mais probablement pas au point d'expliquer, à elles seules, le fléchissement de l'emploi agricole. L'autre facteur à l'origine de ce repli est probablement l'expansion du travail agricole exercé à titre d'emploi secondaire, les agriculteurs ayant consacré plus de temps à un emploi non agricole entre 1999 et la fin de 2001.

Ce mouvement vraisemblable en faveur de l'emploi agricole secondaire a coïncidé avec une baisse du nombre de conjoints et d'enfants dont l'emploi principal consistait à travailler dans une ferme. Par conséquent, on observe une diminution grandissante du nombre de ménages comptant au moins un membre dont l'emploi principal est en agriculture de même qu'une diminution marquée du nombre de couples dont l'emploi principal est en agriculture.

Les facteurs qui animent le repli de l'emploi agricole, d'après les données de l'Enquête sur la population active, sont complexes. La décision d'occuper ou de quitter un emploi agricole est compliquée, mais elle est sans doute tributaire de divers facteurs d'« exclusion » et d'« attraction » ainsi que de l'âge des personnes. Les perspectives d'emploi liées aux branches d'activité dans lesquelles les agriculteurs peuvent aisément faire valoir leurs compétences se sont accrues au cours des dernières années, attirant les travailleurs hors des fermes. De plus, les bénéfices agricoles sont restés inchangés (à

un niveau historiquement peu élevé) pendant un certain nombre d'années, ce qui a peut-être poussé certains agriculteurs vers d'autres branches d'activité. Il se peut que l'âge tienne également un rôle dans la décision d'abandonner un emploi principal dans le secteur agricole. Les agriculteurs forment un groupe de travailleurs relativement âgés, et une proportion importante d'entre eux approchent l'âge de la retraite tout en occupant une profession souvent dangereuse et exigeante sur le plan de l'effort physique.

---

### Perspective

---

### Définition de l'emploi agricole

---

La présente analyse est fondée sur les données mensuelles de l'Enquête sur la population active (EPA). D'abord conçue pour établir le nombre de personnes occupées, de chômeurs et de personnes inactives, l'EPA comporte d'autres questions sur la branche d'activité et la profession rattachées à l'emploi principal (l'emploi auquel le travailleur consacre le plus grand nombre d'heures par semaine) du répondant.

Par conséquent, un travailleur agricole est une personne dont l'emploi principal consiste à travailler dans une ferme. Les exploitants agricoles qui exploitent une ferme ou travaillent dans une ferme à titre d'activité secondaire ne sont pas compris. Ils feraient plutôt partie de la branche d'activité reliée à leur emploi principal.