



Agriculture et  
Agroalimentaire Canada

Agriculture and  
Agri-Food Canada

# L'inégalité de revenu au Canada

## Familles agricoles et non agricoles





# **L'INÉGALITÉ DE REVENU AU CANADA**

## **FAMILLES AGRICOLES ET NON AGRICOLES**

**1985 à 1995**

Agriculture et Agroalimentaire Canada  
Direction générale des politiques stratégiques

Décembre 2000

# L'INÉGALITÉ DE REVENU AU CANADA

## FAMILLES AGRICOLES ET NON AGRICOLES

### 1985 à 1995

*Dennis Waithe  
Margaret Zafiriou  
Deborah Niekamp*

Décembre 2000

Agriculture et Agroalimentaire Canada  
Direction générale des politiques stratégiques

*Tout point de vue exprimé, qu'il soit énoncé clairement, sous-entendu ou interprété à partir du contenu de la présente publication, ne reflète pas nécessairement la politique d'Agriculture et Agroalimentaire Canada.*

Pour se procurer des exemplaires supplémentaires, s'adresser à la :

Section de la production de l'information et de la promotion  
Direction de la recherche et de l'analyse (DRA)  
Direction générale des politiques stratégiques  
Agriculture et Agroalimentaire Canada  
Édifice 74, F.E.C.  
Ottawa (Ontario)  
K1A 0C6  
Tél. : (613) 759-1865  
Télec. : (613) 759-7090  
Courriel : [ippdist@em.agr.ca](mailto:ippdist@em.agr.ca)

Les publications produites par la DRA sont disponibles en version électronique sur Internet à [www.agr.ca/policy/epad](http://www.agr.ca/policy/epad).

Publication 2062/F  
ISBN 0-662-85131-5  
Catalogue A22-216/2000F  
Projet 99127wp

Also available in English under:  
*"Income Inequality in Canada – Farm Versus Non-Farm Families"*

---

# Table des matières

Résumé .....	ix
Sommaire .....	xi
<b>Partie 1 : Introduction.....</b>	<b>1</b>
<b>Partie 2 : Étude bibliographique .....</b>	<b>3</b>
<b>Partie 3 : Sources de données et méthodologie .....</b>	<b>7</b>
3.1. Sources de données .....	7
3.2. Méthodologie .....	8
<b>Partie 4 : Niveau et sources de revenu des familles agricoles et non agricoles .....</b>	<b>11</b>
4.1. Revenu familial par région .....	13
4.2. Sources de revenu des familles agricoles et non agricoles.....	16
4.3. Pourcentage des familles déclarant un revenu .	19
4.4. Familles se situant sous le seuil de faible revenu (SFR) .....	20
<b>Partie 5 : Mesure de l'inégalité du revenu .....</b>	<b>23</b>
5.1. Décilage .....	23
5.2. Mesures scalaires et autres mesures de l'inégalité du revenu.....	26
5.3. Évolution des coefficients de Gini .....	27
<b>Partie 6 : Répartition de l'inégalité de revenu .....</b>	<b>29</b>
6.1. Inégalité de revenu selon l'âge .....	29
6.2. Inégalité de revenu selon le type d'exploitation agricole .....	34
6.3. Inégalité de revenu selon la province.....	36
<b>Partie 7 : Conséquences sur le plan des politiques .....</b>	<b>39</b>
<b>Partie 8 : Résumé .....</b>	<b>41</b>
<b>Bibliographie.....</b>	<b>43</b>
<b>Glossaire.....</b>	<b>47</b>
<b>Annexe : Mesures de l'inégalité.....</b>	<b>51</b>



---

## Liste des tableaux

<b>Tableau 1 :</b> Revenu familial par catégorie d'urbanisation, Canada, 1985 à 1995 (en dollars constants 1995) .....	12
<b>Tableau 2 :</b> Nombre de familles par catégorie d'urbanisation et région, 1985, 1991, 1993 et 1995.....	13
<b>Tableau 3 :</b> Revenu familial moyen par catégorie d'urbanisation pour les diverses régions du Canada, 1985, 1991, 1993 et 1995.....	14
<b>Tableau 4 :</b> Sources de revenu familial, 1985 et 1995 .....	17
<b>Tableau 5 :</b> Importance des sources de revenu familial par catégorie d'urbanisation, 1985 et 1995.....	18
<b>Tableau 6 :</b> Pourcentage de familles ayant déclaré diverses sources de revenu, 1985 et 1995 .....	19
<b>Tableau 7 :</b> Pourcentage des familles sous le SFR, 1985, 1991, 1993 et 1995 .....	20
<b>Tableau 8 :</b> Pourcentage des familles ayant un revenu inférieur au SFR par région, 1985 et 1995 .....	22
<b>Tableau 9 :</b> Décilage des revenus et catégories familiales, en 1985 et en 1995.....	24
<b>Tableau 10 :</b> Autres mesures de l'inégalité .....	26
<b>Tableau 11 :</b> Évolution des coefficients de Gini .....	27
<b>Tableau 12 :</b> Répartition du revenu selon l'âge du chef de famille dans les familles agricoles et non agricoles, en 1985 et en 1995 .....	31
<b>Tableau 13 :</b> Mesures de l'inégalité de revenu chez les familles agricoles et les familles non agricoles en 1985 et en 1995 .....	32
<b>Tableau 14 :</b> Revenu moyen de la famille agricole et coefficient de Gini selon le type d'exploitation agricole, de 1991 à 1995 .....	35
<b>Tableau 15 :</b> Coefficients de Gini par province, familles agricoles, de 1991 à 1995.....	37





---

## Résumé

La question de l'inégalité du revenu est liée à de nombreuses causes de tensions économiques et sociales au Canada. L'inégalité du revenu peut limiter le développement des ressources humaines et le potentiel de croissance économique. Les répercussions de l'inégalité du revenu familial et de la pauvreté des enfants sont particulièrement préoccupantes, vu l'importance que revêtent les expériences positives pour la petite enfance. L'inégalité du revenu contribue aussi à l'aliénation politique croissante et à la dissociation des valeurs de l'« élite » canadienne et du reste de la population.

Le document montre que, chez les familles agricoles prises collectivement, l'inégalité du revenu était moindre en 1995 qu'en 1985 et que, entre les familles agricoles et les familles non agricoles, le fossé s'était considérablement rétréci à cet égard. En ce qui concerne la polarisation, il s'avère que dans chacun des groupes de répartition du revenu (supérieur, médian et inférieur), le nombre de familles agricoles est resté le même. Cependant, au cours de la période étudiée, le nombre de familles non agricoles se situant dans le groupe médian a fléchi. Cette constatation corrobore les résultats d'études canadiennes antérieures sur l'inégalité du revenu. Les coefficients historiques de Gini (depuis 1971) montrent aussi une amélioration constante du revenu (baisse de l'inégalité) chez les familles agricoles.



---

## Sommaire

La question de l'inégalité et de la polarisation du revenu a suscité beaucoup d'intérêt au Canada et ailleurs dans le monde. L'inégalité de revenu mesure l'évolution de la part de revenu que gagnent des travailleurs, et la polarisation mesure l'évolution de la proportion de travailleurs aux différents niveaux de l'échelle de distribution.

L'inégalité de revenu est liée à un grand nombre de sources actuelles de tension économique et sociale au Canada. Elle est susceptible de limiter le développement des ressources humaines et le potentiel de croissance économique. L'incidence de l'inégalité du revenu familial et de la pauvreté infantile est particulièrement préoccupante en raison de l'importance que revêt la première enfance dans le développement de l'adulte. L'inégalité du revenu joue aussi un rôle dans l'aliénation politique croissante et la dissociation des valeurs de l'« élite » canadienne et de la population en général.

Le Réseau du développement humain du projet fédéral de la recherche sur les politiques traite surtout des trois aspects suivants de l'inégalité de revenu : le recul de la classe moyenne et la polarisation de la société entre les nantis et les démunis; la pauvreté, y compris la pauvreté infantile, l'extrême pauvreté, la pauvreté chez les Autochtones et la possibilité d'apparition d'une classe marginale; l'inégalité horizontale entre les groupes de revenu selon la race, le sexe, le statut d'immigrant, l'incapacité physique ou la région. Le présent document vient compléter cette recherche et propose une analyse plus approfondie du secteur agricole et un examen de l'inégalité de revenu comme problème possible pour les familles agricoles.

Au cours du dernier cycle économique (1984-1993), le revenu disponible réel moyen des familles (revenu de travail, plus rendement du capital investi, plus transferts publics, moins impôt sur le revenu et charges sociales) n'a presque pas changé. Cette

stagnation du revenu contraste fortement avec les fortes hausses de revenu réel qui ont marqué les années 1960 et 1970. Pendant la même période, l'inégalité du revenu disponible des familles ne s'est pas accentuée au Canada même si les revenus réels de travail ont dégringolé chez les hommes à faible niveau de compétences et chez les jeunes travailleurs (moins de 35 ans), surtout de sexe masculin (Picot 1966, Zyblock 1996, Finnie 1997). Ce phénomène découle dans une certaine mesure de la mondialisation du marché et des compétences plus poussées qu'exige une économie concurrentielle.

On a prétendu toutefois que la situation au Canada était nettement « plus rose »; en effet, l'inégalité et la polarisation sont nettement moins accentuées et les revenus des personnes situées au bas de l'échelle sont plus élevés qu'aux États-Unis. Entre 1985 et 1995, l'inégalité et la polarisation du revenu disponible familial ont fléchi au Canada, mais elles ont augmenté aux États-Unis.

D'autre part, pendant la même période, l'inégalité de revenu disponible s'est accrue aux États-Unis et dans un certain nombre de pays européens. Toutefois, la stabilité de cette inégalité masque une forte hausse de l'inégalité mesurée d'après le revenu familial tiré du travail. Autrement dit, l'inégalité de revenu aurait été plus prononcée au cours du cycle économique si les transferts personnels provenant des Trésors publics, conjugués à l'incidence du système d'impôt progressif, n'avaient pas fait amplement contreponds aux répercussions défavorables qu'a eues le marché sur l'inégalité du revenu familial.

La présente étude révèle que chez les familles agricoles prises collectivement, l'inégalité de revenu était moindre en 1995 qu'en 1985 et que l'écart à ce chapitre entre les familles agricoles et non agricoles a considérablement diminué. Sur le plan de la polarisation, l'indice de polarisation de Foster-Wolfson, qui permet de mesurer la notion de « disparition de la classe moyenne » révèle que le nombre de familles agricoles se situant à tous les échelons de la répartition du revenu (quart supérieur, moitié médiane et quart inférieur) est resté le même. Toutefois le nombre de familles non agricoles se situant dans l'échelon médian a fléchi entre 1985 et 1995. Cette constatation cadre avec les conclusions d'études canadiennes antérieures sur l'inégalité de revenu. Les coefficients historiques de Gini (de 1971) indiquent également une amélioration constante (fléchissement) de l'inégalité de revenu pour les familles agricoles.

Le revenu moyen des familles agricoles vivant dans les régions rurales est généralement inférieur à celui des familles urbaines. Toutefois cet écart de revenu a considérablement diminué et se chiffre à environ 7 p. 100 ces dernières années. Les familles agricoles rurales de certaines régions du pays ont déclaré des revenus

supérieurs à ceux de leurs voisins ruraux non agricoles; ce fut le cas dans la région de l'Atlantique en 1985, 1991 et 1993, ainsi qu'en Ontario et dans les Prairies en 1995; par contre, au Québec et en Colombie-Britannique, les revenus généralement déclarés étaient inférieurs à ceux des homologues non agricoles en milieu rural.

Pour ce qui est des diverses sources de revenu, les familles rurales non agricoles ont plus en commun avec les familles urbaines. Les familles non agricoles rurales comptent plus sur les salaires et traitements que leurs contreparties agricoles rurales. Toutefois, elles sont beaucoup plus tributaires des transferts sociaux de l'État que leurs homologues non agricoles urbaines ou agricoles. Cette situation s'explique par le fait qu'un grand nombre de résidents non agricoles ruraux sont à la retraite et touchent des prestations des Régimes de pensions du Canada, de rentes du Québec ou de la sécurité de la vieillesse, qui sont deux volets importants des paiements de transferts sociaux de l'État. En outre, les chômeurs sont proportionnellement plus nombreux dans ces familles, qui ont aussi en général plus d'enfants et se prévalent donc davantage du crédit fédéral d'impôt pour enfants.

Dans le présent document, les *seuils de faible revenu* (SFR) de Statistique Canada tiennent lieu d'indicateurs de bien-être économique. Il est ainsi possible d'estimer ce qu'il en coûte pour répondre aux besoins fondamentaux des familles et des particuliers (alimentation, logement et habillement), par catégorie d'urbanisation. Bien que l'on considère souvent cette mesure comme représentant le seuil de la pauvreté, elle n'a aucune valeur officielle et Statistique Canada ne préconise pas son utilisation à cette fin.

Les données de Statistique Canada font ressortir une importante tendance à la baisse (amélioration) dans la proportion de familles agricoles rurales dont le revenu est inférieur au SFR. Ce recul indique également que les familles agricoles rurales ont réussi relativement mieux que leurs homologues non agricoles rurales et urbaines et que les familles canadiennes en général à produire un revenu supérieur au SFR.

Pour mieux comprendre les facteurs qui influent sur la convergence de l'écart existant entre les familles agricoles et non agricoles en matière d'inégalité de revenu, on a examiné cette inégalité selon l'âge, le type d'exploitation et la province. On a tenu compte de six types d'exploitation : production laitière, élevage des bovins à viande, élevage porcin, volaille et œufs, pommes de terre ainsi que céréales et oléagineux. Les données révèlent que l'inégalité de revenu des familles agricoles a peu changé entre 1991 et 1995. Les familles exploitant des élevages de bovins à viande et de porcs affichaient des indices d'inégalité qui étaient constamment et de beaucoup inférieurs à la moyenne de l'ensemble des familles agricoles. Ces écarts entre les types d'exploitation s'expliquent

peut-être par certaines différences (structure de l'activité agricole telle que pratiquée dans chaque sous-secteur et recours plus ou moins systématique aux revenus non agricoles de la part des familles ayant différents types d'exploitation). Toutefois, ce serait déborder du cadre du présent document que de démontrer l'existence de tels liens; il faudrait mener de plus amples recherches à cette fin.

Si on analyse l'inégalité de revenu des familles agricoles sous l'angle régional, les données révèlent que les familles agricoles de la Colombie-Britannique et de l'Alberta présentaient constamment les niveaux les plus élevés d'inégalité de revenu entre 1991 et 1995; leurs indices d'inégalité annuels sont effectivement très supérieurs à la moyenne nationale si l'on en juge par le revenu des familles agricoles. Il serait ambigu de comparer les indices pour les autres provinces, car aucune tendance ne se dégage clairement dans leur classement.

Les écarts observés dans l'inégalité de revenu des familles agricoles par province s'expliquent peut-être en partie par la concentration de divers types d'exploitation dans certaines provinces, ainsi que par l'accès à des emplois extra-agricoles qui, dans de nombreux cas, reflètent le degré d'urbanisation. Toutefois les productions végétales et animales retenues pour l'étude se pratiquent dans la presque totalité des provinces, bien qu'à des degrés de concentration variables. Cette diversification fait qu'il est difficile de traiter indépendamment de la contribution des revenus tirés des productions animales et végétales en tant que facteur concourant aux écarts de l'inégalité des revenus agricoles entre les provinces. On pourrait en conclure que l'inégalité de revenu des familles agricoles entre les provinces résulte en grande partie des revenus non agricoles et, dans une moindre mesure, de la concentration des types d'exploitation, mais cette déduction se fonderait sur une observation superficielle des données. Il se peut que d'autres facteurs influent sur l'inégalité de revenu des familles agricoles entre les provinces, par exemple l'âge et le sexe. Par conséquent, il est possible qu'on doive mener d'autres recherches dans ce domaine afin de déterminer quels sont les facteurs qui influent sur les niveaux d'inégalité de revenu agricole d'une province à l'autre.

En conclusion, bien que l'inégalité de revenu soit un phénomène qui touche à la fois les familles agricoles et non agricoles, les premières ont en général fait de grands pas pour réduire l'écart qui les sépare de leurs contreparties non agricoles, à tel point que cet écart est à peine perceptible. Il existe bien quelques différences sur le plan des régions et des sexes qui sont sous-jacentes à l'incidence différentielle de l'inégalité de revenu, mais il n'est pas facile d'en isoler les causes. Il faudra mener d'autres recherches pour cerner le lien existant entre l'inégalité du revenu agricole et les facteurs tels que le revenu non agricole, le type et la structure de l'exploitation

et la richesse, ces facteurs étant réputés influencer sur l'ampleur de l'écart entre les familles agricoles et non agricoles pour ce qui est de l'inégalité des revenus à l'échelle nationale et régionale. En outre, il faudra analyser les données recueillies depuis 1995 pour déterminer l'incidence de la récente évolution des marchés mondiaux des produits sur le bien-être économique des familles agricoles et non agricoles et sur l'inégalité de revenu.





---

## Partie 1 : Introduction

Au Canada et ailleurs, la question de l'inégalité et de la polarisation du revenu des Canadiens dans leur ensemble suscite énormément d'intérêt. En général, les études sur l'inégalité du revenu portent sur l'évolution de la part de revenu des travailleurs dans l'échelle de répartition. Les travaux portant sur la polarisation visent à déterminer si la proportion de travailleurs de la classe moyenne a diminué.

De fait, un certain nombre d'études montrent qu'au cours des années 1980, l'inégalité du revenu a augmenté au Canada. Cependant, on sait peu de choses de l'inégalité du revenu des familles du secteur agricole par rapport aux tendances touchant la population en général ou par rapport aux autres secteurs. Les chercheurs doivent se poser plusieurs questions. Par exemple, quelles sont les différences entre la famille agricole<sup>1</sup> typique et la famille canadienne moyenne ou la famille non agricole moyenne? Dans le secteur agricole, existe-t-il des problèmes d'inégalité du revenu reliés au sexe ou à l'âge? Quelle est l'importance du revenu agricole et du revenu extra-agricole? Dans la quête de réponses, il faut prendre en considération le revenu d'emploi et le revenu de toutes les autres sources, y compris des transferts de l'État.

On ne saurait étudier le dossier de l'inégalité du revenu sans aborder de nombreuses questions sensibles d'ordre économique et social qui affectent le Canada. L'inégalité du revenu peut limiter le développement des ressources humaines et le potentiel de croissance économique.<sup>2</sup> Les répercussions de l'inégalité du revenu familial et de la pauvreté sur les enfants sont particulièrement préoccupantes, étant donné le lien qui existe entre les occasions offertes au cours de la petite enfance et la réussite à l'âge adulte. L'inégalité du revenu contribue aussi à l'aliénation politique croissante et à la dissociation des valeurs de l'« élite » et du reste de la population canadienne.

- 
1. Dans le glossaire, on trouvera une définition ou une description des types de familles dont il est question dans le présent document.
  2. V. Jenkins, 1991.

Le Comité de recherche stratégique de Développement des ressources humaines Canada a concentré son attention sur trois aspects de l'inégalité du revenu :

- l'érosion de la classe moyenne et la polarisation de la société entre les biens nantis et les démunis;
- la pauvreté, y compris celle des enfants, la pauvreté extrême, la pauvreté des Autochtones et le risque de formation d'une sous-classe;
- l'inégalité horizontale dans les groupes de revenus selon la race, le sexe, le statut d'immigrant, les handicaps ou la région.

La présente communication vise à contribuer au débat sur l'inégalité du revenu au Canada et porte sur les familles associées au secteur agricole primaire. Son objet est de produire un ensemble complet de données, d'information et d'analyses sur l'inégalité du revenu dans ce secteur au Canada. On accordera donc une certaine importance à la comparaison des revenus et à leur répartition, c'est-à-dire des revenus des individus et des familles du secteur en question et de la population en général. On cherchera ainsi à établir si l'inégalité du revenu est un problème significatif pour les familles du secteur agricole et à déterminer quels sont les facteurs de cette inégalité, s'ils existent.

Afin que le débat sur cette question soit complet, nous étudierons le revenu familial par région, catégorie d'urbanisation (milieux urbain, rural non agricole et rural agricole), âge, type d'exploitation et province. Nous présentons dans la partie 2 qui suit l'introduction les résultats d'une étude bibliographique couvrant des études récentes sur l'inégalité du revenu au Canada et aux États-Unis. Dans la partie 3, nous discutons des données utilisées et de la méthode de mesure de l'inégalité du revenu. Dans la partie 4, nous présentons, par région et par catégorie d'urbanisation, le montant et l'origine des revenus des familles agricoles et non agricoles de 1985 à 1995, de même que le taux de déclaration de ces mêmes revenus par les familles concernées. Nous examinons également les revenus familiaux par rapport aux *seuils de faible revenu* (SFR) de Statistique Canada, qui constituent une mesure relative du degré de difficulté économique. Dans la partie 5, nous présentons des données sur la répartition du revenu familial et sur les mesures statistiques de l'inégalité du revenu et de la polarisation. Dans la partie 6, nous examinons la répartition du revenu familial par tranche d'âge, par type d'exploitation agricole et par province afin d'expliquer l'existence de l'inégalité du revenu dans le secteur agricole. Dans la partie 7, nous discutons des répercussions, sur le plan des politiques, de l'inégalité du revenu des familles agricoles; et enfin, dans la partie 8, nous résumons les points saillants de la communication.

---

## Partie 2 : Étude bibliographique

Il existe de nombreuses publications sur la répartition des revenus au Canada et aux États-Unis. En général, trois types de facteurs influant sur le marché du travail expliquent les tendances de l'inégalité du revenu observées dans le passé : les facteurs agissant sur l'offre, les facteurs agissant sur la demande et les facteurs institutionnels. Les facteurs agissant sur l'offre et la demande sont habituellement considérés dans le contexte du marché des travailleurs qualifiés et mieux payés, par rapport aux travailleurs moins qualifiés et moins bien payés. D'autre part, les facteurs institutionnels reflètent le rôle de certains organismes tels que les syndicats et leur degré d'influence sur la rémunération.

Les facteurs agissant sur l'offre accentuent l'inégalité s'ils ont pour effet d'éloigner les unes des autres les courbes de l'offre de main-d'œuvre qualifiée et non qualifiée, élargissant ainsi le fossé entre les salaires relatifs. De même, les facteurs économiques agissant sur la demande influent sur la position de la courbe de la demande de main-d'œuvre qualifiée par rapport à celle de la demande de main-d'œuvre non qualifiée. Tout déplacement de cette courbe détermine à son tour les salaires relatifs de la main-d'œuvre qualifiée par rapport à celle non qualifiée. Si le fossé entre ces salaires s'élargit, l'inégalité du revenu augmente. En outre, l'évolution des mesures institutionnelles sur le marché du travail, par exemple une diminution de l'influence des syndicats, pourrait creuser un fossé entre les salaires relatifs et, par conséquent, entraîner une inégalité des revenus.<sup>3</sup>

D'après les publications, il semble que la demande croissante de main-d'œuvre qualifiée, traduite par le mouvement de la courbe de la demande vers l'extérieur, a été le facteur prédominant de l'inégalité du revenu, particulièrement aux États-Unis et, dans une moindre mesure, au Canada. Aux États-Unis, le phénomène a entraîné la disparité des salaires, tandis qu'au Canada il a influencé le nombre d'heures travaillées (Picot, 1997). Les augmentations notables de l'inégalité du revenu aux États-Unis au cours des deux dernières décennies sont bien documentées dans les publications.

Levy et Murnane (1992) donnent une présentation approfondie des publications portant sur ce phénomène en insistant sur le rôle de l'augmentation de la demande relative de travailleurs très qualifiés et, notamment, sur les difficultés plus grandes qu'éprouvent les jeunes gens moins scolarisés à gagner un revenu de classe moyenne. Juhn, Murphy et Pierce (1993)

---

3. Une description plus complète du modèle de la main-d'œuvre servant de base à cette discussion est présentée dans le rapport économique du président (1997) et dans Finnie (1997).

fournissent d'autres preuves de ces tendances dans une discussion détaillée sur l'inégalité des salaires aux États-Unis. D'après les données dont ils disposent, ils constatent que 40 p. 100 des jeunes travailleurs (1 à 10 ans d'expérience) n'ont pas vu augmenter leurs chances d'avancement économique depuis le milieu des années 1960. En général, ces auteurs constatent une augmentation sensible de l'inégalité des salaires entre les travailleurs les mieux payés et ceux qui sont les moins bien payés, dans toutes les catégories définies par le degré de scolarisation, l'expérience, l'emploi et l'industrie.

Juhn, Murphy et Pierce (1993) attribuent en grande partie cette augmentation de l'inégalité des salaires aux primes plus généreuses accordées selon les qualifications. Cette conclusion, qui concorde nettement avec celle de Levy et Murnane (1992), est confirmée par les preuves de même nature que présentent Katz et Murphy (1992), ainsi que Murphy et Welch (1993). Beach et Slotsve (1994), ainsi que Riddell (1995), observent des faits similaires au Canada. Cependant, les forces fondamentales sous-jacentes à ces effets restent floues.

On a tenté d'expliquer ces forces par deux hypothèses en vogue. Selon la première, l'évolution de l'inégalité du revenu découle de changements technologiques axés sur les qualifications ou de changements ayant affecté l'économie mondiale et ayant plus précisément entraîné un accroissement de la concurrence internationale (Bound et Johnson, 1992). Dans certaines industries qui se font concurrence sur le terrain des importations, la mondialisation a eu pour effet de faire diminuer le revenu des travailleurs. Cette baisse a entraîné une répartition élargie (intersectorielle) du revenu chez les travailleurs possédant des caractéristiques semblables (p. ex. l'âge et la scolarité) et elle a généralement entraîné une baisse des salaires de certains types de travailleurs concentrés dans ces secteurs, notamment chez les travailleurs peu qualifiés (Finnie, 1997).

D'après la seconde hypothèse, le changement technologique découle d'une augmentation du revenu des travailleurs qualifiés et il a entraîné un recul chez ceux qui ne possédaient pas les qualifications nécessaires. Selon Finnie (1997), cet argument est souvent invoqué pour expliquer plus en profondeur le recul relatif des revenus des travailleurs moins instruits et, dans certains cas, des jeunes travailleurs qui ne disposent pas des qualifications découlant de l'expérience et dont ils auraient besoin dans un milieu de travail axé sur la technologie.

L'observation plus ou moins fortuite tend à appuyer l'une de ces hypothèses ou les deux en même temps. Berman, Bound et Griliches (1994) présentent des éléments de preuve tirés de l'enquête annuelle menée dans le secteur de la fabrication aux États-Unis et penchent pour l'explication par le changement technologique axé sur les qualifications. Les travaux d'O'Neil (1995) relatifs aux effets de la scolarité (instruction) sur la dispersion des revenus à l'échelle internationale corroborent également ce point de vue.

Le rapport économique du président (1997) offre d'autres éléments d'information sur la prime de l'instruction aux États-Unis. Selon ce document, les retombées de l'instruction ont énormément gagné en importance au cours des années 1980 et au début des années 1990. En 1980, la médiane des diplômés masculins des collèges gagnait un tiers de plus que le groupe homologue diplômé de l'école secondaire, mais l'écart est passé à plus des deux tiers (70 %) avant 1993. Depuis, le mouvement s'est ralenti et l'écart entre les deux groupes a même diminué en 1995.

Au Canada, l'inégalité du revenu, mesurée par le coefficient de Gini,<sup>4</sup> a augmenté au cours des années 1980 chez les travailleurs masculins et féminins à plein temps employés toute l'année (Riddell 1995) : chez ces femmes, elle est passée de 0,263 en 1981 à 0,280 en 1989

(Morissette, Myles et Picot, 1993). Simultanément, dans les années 1980, la polarisation a augmenté dans cette population féminine : à l'aide de l'indice de polarisation de Foster-Wolfson, Morissette, Myles et Picot (1993) ont constaté une augmentation de l'inégalité du revenu qui, de 1981 à 1989, est passée de 0,212 à 0,224.

Ces dernières années, l'inégalité du revenu a augmenté chez les travailleurs masculins, alors qu'elle a diminué chez les femmes. Des facteurs agissant sur l'offre ont été reconnus comme contribuant à ce changement relié au sexe. Selon cet argument, l'augmentation constante du nombre d'heures et de semaines travaillées par les femmes est la cause de l'augmentation de leurs revenus. L'arrivée des femmes dans des emplois traditionnellement masculins a également joué un rôle (Riddell, 1995; Morissette, Myles et Picot, 1993).

Picot (1996) souligne que dans toute la population canadienne d'âge actif, l'inégalité du revenu n'a augmenté pendant aucune des trois périodes étudiées (1975-1994; 1981-1989; 1984-1993). On observerait plutôt une légère baisse. Cependant, Picot fait observer que le revenu réel des hommes à faible revenu et peu qualifiés a considérablement diminué, tout comme celui des jeunes travailleurs (de moins de 35 ans), particulièrement chez les hommes.

L'inégalité du revenu des hommes s'est caractérisée par une très forte baisse du revenu réel des travailleurs moins bien payés et moins qualifiés, et par une baisse semblable chez les jeunes travailleurs masculins (Picot, 1996, 1997; Zyblock, 1996; Zyblock et Tyrell, 1997; Finnie, 1997). Il est évident que des facteurs agissant sur la demande ont beaucoup contribué à élargir le fossé entre les salaires, par rapport à la réaction de l'offre dans les mêmes catégories. On a assisté à une augmentation de la demande de travailleurs très qualifiés, en général, tandis que les moins qualifiés, plus particulièrement les jeunes hommes, ont difficilement trouvé des emplois payants.

Picot (1996) fait observer que l'augmentation de l'inégalité du revenu chez les hommes était largement reliée à l'inégalité accrue dans le nombre hebdomadaire d'heures travaillées et dans le nombre annuel de semaines travaillées. Une faible partie de l'augmentation était due à l'accroissement de l'inégalité ou de la polarisation des salaires horaires. De même, chez les femmes, la baisse de l'inégalité observée au cours des années 1980 et au début des années 1990 était largement due à l'augmentation du nombre de semaines travaillées par les femmes à plus faible revenu annuel.

Morissette, Myles et Picot (1993) signalent que l'inégalité et la polarisation des revenus chez les hommes ont débuté à la fin des années 1970. Ils font observer qu'au début des années 1970, l'inégalité du revenu des hommes était relativement stable. Cependant, après 1977, leur revenu moyen a stagné et, compte tenu de l'augmentation de l'inégalité, cela a entraîné une érosion de la classe moyenne masculine. Quand est survenue la récession du début des années 1980, il s'est produit une augmentation sensible de l'inégalité chez les hommes. La plus grande partie de cette hausse résultait d'une distribution élargie des salaires chez les hommes employés à plein temps et toute l'année. Zyblock (1996) observe que la tranche la plus riche de 30 p. 100 des hommes avait empoché d'importants gains de revenu absolu (de 1984 à 1993) et relatif (de 1981 à 1989 et de 1984 à 1993) alors que le revenu moyen de l'ensemble des hommes stagnait. Les travaux du Conseil économique du Canada (1991) ainsi que de Beach et Slotsve (1994) appuient ces conclusions.

---

4. On trouvera des explications du coefficient de Gini et de l'indice de polarisation de Foster-Wolfson dans la partie 4.

L'explication de l'inégalité du revenu fondée sur la technologie et les qualifications comporte cependant quelques failles. Par exemple, l'argument selon lequel le revenu des jeunes travailleurs diminue à cause de la technologie semble douteux : en effet, ce groupe est susceptible d'être le plus orienté vers la technologie et donc le plus qualifié. Le changement technologique devrait faire augmenter son revenu et non le faire diminuer.

Les explications qui sont peut-être les plus prometteuses se fondent sur des analyses de cohortes, qui prennent en compte la taille de l'offre des jeunes travailleurs qui arrivent sur le marché à chaque période (Foote, 1996) ainsi que les facteurs institutionnels et les facteurs de marché. Les pressions s'exerçant sur la demande et reliées à la mondialisation, au changement technologique et à d'autres changements économiques structurels ont très certainement affecté différents groupes de travailleurs à un degré variable. Néanmoins, les facteurs institutionnels ont également nui aux travailleurs moins qualifiés et aux jeunes travailleurs.

Plusieurs études menées par Agriculture et Agroalimentaire Canada dans les années 1970 et au début des années 1990 (Davey, Hassan et Lu, 1974; Darcovich et Mouelhi, 1976; Darcovich, Gellner et Leung, 1979; Bourgoyne, 1992) comportaient une analyse de l'inégalité du revenu des familles agricoles par rapport aux revenus des familles non agricoles rurales et urbaines. Ces études ont permis de constater que l'inégalité du revenu était plus grande parmi les familles agricoles que parmi les familles non agricoles des régions rurales et urbaines au début des années 1970, mais que cette inégalité a diminué à la fin des années 1980. Par province, l'inégalité du revenu des familles agricoles était généralement plus grande dans les provinces des Prairies que dans les autres provinces. L'âge et la scolarité en étaient également d'importants facteurs.

Bref, l'inégalité du revenu a caractérisé le contexte social des États-Unis et du Canada, la demande croissante de travailleurs qualifiés étant un facteur majeur aux États-Unis. Cependant des facteurs institutionnels et des facteurs agissant sur l'offre semblent avoir contribué au phénomène dans les deux pays. Au Canada, les jeunes travailleurs masculins semblent les plus touchés tandis que les hommes d'âge plus mûr et les femmes ont généralement vu leur situation s'améliorer.

En dépit des analyses exhaustives qui ont été effectuées à ce jour sur les tendances suivies par l'inégalité du revenu et la polarisation au Canada, trop peu d'études canadiennes ont été consacrées à l'inégalité du revenu ou, de façon plus générale, à l'inégalité du revenu entre les travailleurs de secteurs précis de l'économie. Les recherches portant sur l'inégalité du revenu dans le secteur agricole au cours des années 1970 et 1980 doivent être mises à jour. Par conséquent, nous avons tenté de mesurer le degré d'inégalité entre les familles agricoles, non agricoles rurales et non agricoles urbaines au cours d'une période plus récente (1985 à 1995) et de déterminer certains facteurs de cette inégalité.

---

## **Partie 3 : Sources de données et méthodologie**

### **3.1. Sources de données**

#### **Enquête sur les finances des consommateurs**

Pour étudier l'inégalité du revenu chez les familles agricoles par rapport aux familles non agricoles, nous avons pris en compte le degré et la répartition du revenu des familles agricoles et avons comparé ces données à celles qui concernent les familles non agricoles. Les données employées dans la plus grande partie de cette analyse proviennent des enquêtes annuelles sur les finances des consommateurs pour les années 1985, 1991, 1993 et 1995. Statistique Canada effectue cette enquête en avril de chaque année, en même temps que l'enquête sur la population active. On demande aux répondants de déclarer toutes leurs sources de revenus au cours de l'année antérieure selon leur déclaration d'impôt sur le revenu. L'enquête porte sur les traitements et salaires, le revenu net d'un travail autonome, les revenus de placement et de pensions ainsi que les paiements de transferts sociaux de l'État. Des questions portent sur l'âge, le degré de scolarisation, la région habitée et la taille de la zone de résidence (urbaine ou rurale).

Quant à nous, nous avons défini la famille agricole comme étant une famille dont au moins l'un des membres déclare un revenu agricole net (positif ou négatif), après amortissement. Cette information nous permet de comparer le revenu agricole au revenu non agricole dans les régions rurales et urbaines et de déterminer l'importance des diverses sources de revenu pour les familles agricoles et non agricoles. Ces renseignements, combinés aux SFR et aux mesures statistiques de l'inégalité du revenu, nous donnent une indication du degré de l'évolution du bien-être économique des familles agricoles par rapport à celui de la population en général.

Le principal point faible de ce mode de collecte de données est que la structure et la teneur du questionnaire ne visent pas directement les familles agricoles. En outre, ces familles ne représentent qu'un faible pourcentage (2 p. 100) de tout l'échantillon, même si ce pourcentage traduit fidèlement leur importance relative dans la population en général. Statistique Canada utilise la même méthode pour estimer les revenus des familles agricoles et non agricoles, et les données sont disponibles pour toutes les années depuis 1971, ce qui représente l'un des avantages de l'enquête.

## Base de données complètes sur les exploitations agricoles

Pour expliquer l'évolution de l'inégalité du revenu d'un type d'exploitation à l'autre, nous analysons les données tirées d'une autre source—la Base de données complètes sur les exploitations agricoles de Statistique Canada. Cette base de données est également actualisée chaque année à partir des déclarations individuelles d'impôt sur le revenu, mais la collection n'est complète pour toutes les provinces que depuis 1990. La principale différence entre cette source de données et l'*Enquête sur les finances des consommateurs* est que la première ne comprend que les exploitants non constitués en sociétés dont les revenus agricoles bruts excèdent 10 000 \$ et les exploitations constituées en sociétés dont les revenus excèdent 25 000 \$. Quant à l'*Enquête*, elle couvre tout particulier déclarant quelque revenu agricole net que ce soit. Une autre différence réside dans le fait que, dans l'*Enquête*, les données reflètent le revenu agricole net après amortissement alors que la Base de données indique le revenu avant amortissement.

### 3.2. Méthodologie

Afin de déterminer la distribution des revenus de la famille agricole et son évolution dans le temps, nous avons pris en compte plusieurs mesures de l'inégalité. Outre le revenu moyen et les sources de revenu, nous avons aussi étudié la répartition du revenu des familles agricoles et non agricoles. Par *famille*, nous entendons la *famille économique* (époux-épouse ou famille monoparentale à l'exclusion des personnes seules).<sup>5</sup> L'analyse prend en considération les courbes de Lorenz de même que les coefficients de Gini et d'autres mesures de l'inégalité telles que le coefficient de variation, le logarithme exponentiel, l'indice d'entropie de Theil, l'indice de Theil-Bernoulli et l'indice de polarisation de Foster-Wolfson.

#### Décilage

L'analyse de l'inégalité du revenu débute par une discussion sur la distribution des revenus dans la population. Une méthode est le décilage de la population (on peut aussi la diviser en quintiles ou en centiles); pour ce faire, on ordonne les familles selon leur revenu familial total dans l'ordre ascendant, puis on divise l'ensemble de ces données en 10 parties égales ou déciles. Le décile inférieur représente le groupe de familles (tranche de 10 p. 100 la plus basse) dont le revenu est le plus faible ; le deuxième décile (tranche suivante de 10 p. 100 des familles) possède un revenu un peu plus élevé et ainsi de suite. On peut ensuite examiner la proportion de revenu reçue par chaque décile pour obtenir un indicateur de l'égalité du revenu. Évidemment, si chaque décile recevait 10 p. 100 du revenu, ce dernier serait uniformément réparti ou distribué. Le décile inférieur reçoit toujours moins de 10 p. 100 des revenus familiaux totaux et le décile supérieur reçoit toujours plus de 10 p. 100, ce qui reflète une certaine inégalité du revenu.

---

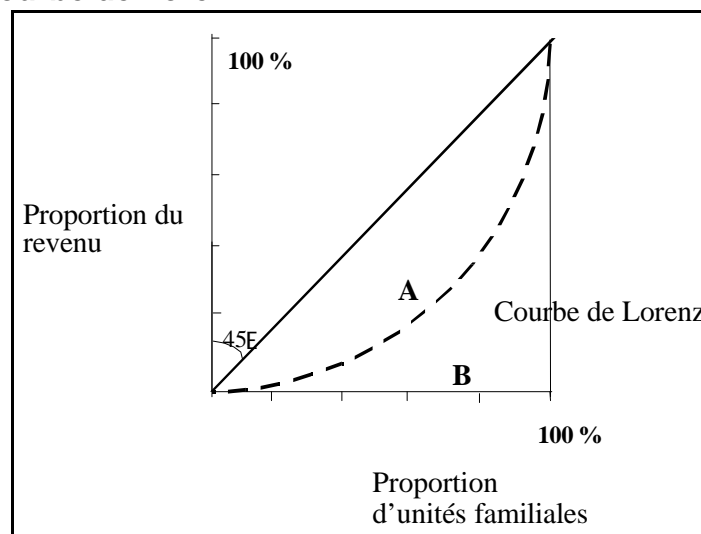
5. La famille économique est un groupe de personnes partageant la même unité d'habitation et dont les membres sont liés par le sang, le mariage (de droit commun) ou l'adoption, y compris les enfants mariés. Notre définition ne comprend pas les personnes seules, mais uniquement les familles constituées de l'époux et de l'épouse et les familles monoparentales.



## Courbe de Lorenz

La courbe de Lorenz est une représentation graphique de la distribution des revenus. À l'aide des données sur les déciles dont il est question dans le paragraphe précédent, on trace une courbe représentant la proportion cumulative d'unités familiales, sur l'axe horizontal, et la proportion cumulative des revenus gagnés par ces unités, sur l'axe vertical (graphique 1). La surface de Lorenz est celle qui se situe entre la courbe de Lorenz et la diagonale (aire A). Si les revenus étaient également distribués, la courbe de Lorenz coïnciderait avec la diagonale et il n'y aurait pas d'inégalité du revenu. D'autre part, dans le cas d'une inégalité absolue où une seule unité familiale recevrait la totalité du revenu, la courbe coïnciderait avec l'axe horizontal. L'inégalité du revenu est donc représentée par l'écart entre la courbe et la diagonale : plus la courbe est éloignée de la diagonale, plus la distribution des revenus est inégale.

**Graphique 1 : Courbe de Lorenz**



## Coefficient de Gini

Le coefficient de Gini est la mesure de l'inégalité du revenu la plus employée dans les publications économiques. Il mesure le rapport entre, d'une part, la surface délimitée par la courbe de Lorenz et la diagonale (aire A), d'autre part, la surface située sous la droite diagonale (aire B). Ce rapport varie de 0 à 1. Une valeur nulle indiquerait l'absence d'inégalité du revenu (dans ce cas, la courbe de Lorenz coïnciderait avec la diagonale). Une valeur de 1 reflèterait une inégalité totale (le décile supérieur gagnerait la totalité des revenus et la courbe de Lorenz suivrait l'axe des  $x$  et la verticale de droite). Historiquement, le coefficient de Gini des familles agricoles canadiennes se situait entre 0,3 et 0,4.

## Coefficient de variation

Le coefficient de variation est une autre mesure de l'inégalité du revenu. Il mesure l'écart type de la distribution des revenus en tant que pourcentage de sa moyenne. Comme pour le coefficient de Gini, plus la valeur du coefficient est grande, plus le degré d'inégalité est grand. Comme cette mesure tend à être sensible (le signe change) si des transferts surviennent au sommet de l'échelle des revenus, Wolfson (1997) la considère comme sensible par le haut.

### **Logarithme exponentiel, indice d'entropie de Theil et indice de Theil-Bernoulli (écart logarithmique moyen)**

On mentionne dans les publications trois autres mesures statistiques de l'inégalité du revenu, notamment dans Wolfson (1997) : le logarithme exponentiel, l'indice d'entropie de Theil et l'indice de Theil-Bernoulli (écart logarithmique moyen). Ces mesures posent l'existence de distributions légèrement différentes, ce qui permet de maîtriser certaines caractéristiques des données. En outre, elles sont sensibles dans la partie inférieure de la distribution : le signe change si des transferts surviennent dans la tranche inférieure de la distribution des revenus. Wolfson (1997) donne une description plus poussée de ces mesures, tout comme l'annexe.

### **Indice de polarisation de Foster-Wolfson**

Cet indice mesure la proportion de la population se situant dans diverses parties de la distribution, c'est-à-dire autour de la médiane ou dans la partie supérieure ou inférieure de la distribution. Très récemment, on a effectué une corrélation, dans les publications, avec l'érosion de la classe moyenne. Cet indice est analogue au coefficient de Gini en raison de ses rapports avec les courbes de Lorenz sous-jacentes. Si la distribution de revenus est la même pour tous, alors l'indice de polarisation de Foster-Wolfson est nul. À l'autre extrême, une population parfaitement polarisée sera subdivisée en deux moitiés égales, chacune gagnant l'une des deux valeurs possibles du revenu, soit le minimum ou le maximum. Dans ce cas l'indice de polarisation de Foster-Wolfson sera égal à l'unité. L'indice reflète donc simultanément la notion de variance à partir de la médiane et la bimodalité de la distribution (Wolfson, 1997).

---

## Partie 4 : Niveau et sources de revenu des familles agricoles et non agricoles

Dans tout débat sur l'inégalité de revenu, il est important de tenir compte en premier lieu de l'évolution du revenu dans le temps, notamment par rapport à d'autres secteurs. Les données de l'*Enquête sur les finances des consommateurs* de Statistique Canada montrent comment le revenu moyen des familles agricoles rurales, des familles non agricoles rurales et des familles non agricoles urbaines a varié entre 1985 et 1995 au Canada<sup>6</sup> (Tableau 1). En 1995, Statistique Canada a constitué un échantillon de 24 461 familles : 1 221 d'entre elles étaient des familles agricoles et les autres (23 240) des familles non agricoles. Selon une autre ventilation, 921 étaient des familles agricoles rurales, 5 362 des non agricoles rurales et 17 878 des non agricoles urbaines. Entre 1985 et 1995, le nombre estimatif de familles est passé de 7,0 à 8,3 millions, le nombre de familles agricoles rurales fléchissant et celui des familles non agricoles rurales et urbaines augmentant.

Le revenu moyen de l'ensemble des familles canadiennes était de 55 267 \$ en 1995, comparativement à 53 538 \$ en 1985 (en dollars constants de 1995). Il s'agit là d'une hausse à peine supérieure à 3 p. 100. Après avoir réalisé des gains relativement importants entre 1985 et 1991, le revenu familial a régressé en 1993 avant d'augmenter de nouveau en 1995 (en valeur réelle). L'essor économique de la fin des années 1980 a été suivi en 1990 et 1991 d'une récession qui a fait fléchir le revenu familial réel.

Pendant la période 1985-1995, le revenu moyen des familles agricoles rurales s'est accru considérablement (12 p. 100), alors que celui des familles non agricoles rurales et des familles non agricoles urbaines accusait une hausse plus modérée (4,4 et 2,7 p. 100 respectivement). Toutefois le revenu des familles non agricoles urbaines dépassait celui des deux autres catégories toutes les années visées par l'étude, et celui des familles agricoles rurales était supérieur au revenu des familles non agricoles rurales tous les ans sauf en 1993. Les causes de cet écart entre les hausses de revenu ne sont pas claires. Une grande partie de l'évolution survenue pendant cette période peut probablement s'expliquer par le fait que les familles agricoles rurales, surtout celles ayant des exploitations à petite échelle, ont eu accès à un revenu extra-agricole (voir Partie 5.2 : *Mesures scalaires et autres mesures de l'inégalité du revenu*). En outre, les salaires généralement plus faibles gagnés par les familles des régions rurales (Vera-Toscano, 1999) et l'évolution des marchés agricoles aident à mieux comprendre ce qui s'est produit.

---

6. Voir le glossaire.

**Tableau 1 : Revenu familial par catégorie d'urbanisation,<sup>a</sup> Canada, 1985 à 1995  
(en dollars constants 1995)**

		1985	1991	1993	1995	Variation en % (1985 à 1995)
<b>Nombre total de familles agricoles</b>	Nombre de familles	320 847	283 207	252 809	301 766	7,0
	Revenu moyen (\$)	50 502	50 194	50 560	54 013	
Familles agricoles rurales	Nombre de familles	235 373	218 101	193 157	204 272	12,0
	Revenu moyen (\$)	46 013	46 800	46 336	50 514	
<b>Nombre total de familles non agricoles</b>	Nombre de familles	6 723 082	7 364 473	7 713 789	7 951 768	3,0
	Revenu moyen (\$)	53 682	56 016	54 545	55 315	
Familles non agricoles rurales	Nombre de familles	1 040 398	1 215 574	1 239 367	1 176 954	4,4
	Revenu moyen (\$)	44 283	46 109	47 699	46 247	
Familles non agricoles urbaines	Nombre de familles	5 682 684	6 148 899	6 474 422	6 774 814	2,7
	Revenu moyen (\$)	55 403	57 975	55 855	56 891	
<b>Nombre total de familles</b>	Nombre de familles	7 043 929	7 647 680	7 966 598	8 253 534	3,2
	Revenu moyen (\$)	53 538	55 800	54 418	55 267	

a. Étant donné la petite taille de l'échantillon, la catégorie des familles agricoles urbaines a été omise dans tous les tableaux.

Source : Enquête sur les finances des consommateurs, Statistique Canada.

## 4.1. Revenu familial par région

Le tableau 2 présente le nombre de familles par région et par catégorie d'urbanisation. Comme on peut le constater, la plupart des familles agricoles rurales se trouvent dans les Prairies puis, dans l'ordre, en Ontario et au Québec. De 1985 à 1995, le nombre de familles agricoles rurales a fléchi dans toutes les régions, surtout les provinces de l'Atlantique. Dans ces dernières provinces, une forte proportion des familles sont des familles non agricoles rurales, mais on en trouve aussi en grand nombre en Ontario et au Québec. En fait, de 1985 à 1995, le nombre de ces familles s'est accru dans toutes les régions sauf dans les Prairies. Enfin, c'est en Ontario et au Québec qu'on trouve le plus de familles non agricoles urbaines. Pendant la période à l'étude, la population non agricole urbaine s'est accrue dans toutes les régions.

**Tableau 2 : Nombre de familles par catégorie d'urbanisation et région, 1985, 1991, 1993 et 1995**

		Provinces de l'Atlantique	Québec	Ontario	Prairies	Colombie-Britannique
Familles agricoles rurales	1985	11 882	38 386	55 905	118 717	10 483
	1991	6 822	25 583	53 225	121 075	11 396
	1993	7 928	24 023	48 004	105 930	7 272
	1995	6 412	26 950	53 642	107 111	10 157
Familles non agricoles rurales	1985	234 382	266 408	261 562	175 882	102 164
	1991	261 713	332 775	333 688	163 196	124 202
	1993	268 166	310 576	335 807	182 431	142 387
	1995	266 589	314 889	298 162	153 115	144 199
Familles non agricoles urbaines	1985	359 393	1 545 602	2 198 191	871 590	707 908
	1991	384 749	1 626 018	2 434 024	934 535	769 573
	1993	395 081	1 704 520	2 572 599	974 590	827 632
	1995	420 225	1 707 716	2 727 898	1 039 833	879 142
Toutes les familles	1985	607 302	1 864 259	2 549 003	1 194 189	829 176
	1991	655 001	1 995 151	2 844 091	1 241 521	911 916
	1993	673 579	2 048 317	2 975 378	1 284 178	985 146
	1995	696 536	2 065 148	3 111 679	1 338 699	1 041 472

Source : Enquête sur les finances des consommateurs, totalisations spéciales.

Le tableau 3 présente des estimations de revenu familial par région et catégorie d'urbanisation pour les familles agricoles et non agricoles. Les écarts de revenu familial moyen entre les régions tiennent à plusieurs facteurs, notamment à l'ampleur de l'urbanisation et de l'industrialisation, aux possibilités d'emploi et, dans le cas des familles agricoles, à la taille moyenne de l'exploitation et au type de production. Ce sont les familles des provinces de l'Atlantique qui ont déclaré le revenu moyen le moins élevé; ces provinces sont suivies dans l'ordre par le Québec et les Prairies. Au chapitre de la famille agricole canadienne moyenne, en Ontario et

en Colombie-Britannique, le revenu déclaré dépassait la moyenne nationale tous les ans sauf en 1985, le revenu des familles agricoles de Colombie-Britannique ayant alors accusé un léger recul. Dans les autres régions, le revenu a stagné ou a fléchi.

Si l'on compare le revenu familial moyen entre les régions par catégorie d'urbanisation, on constate des écarts entre les familles rurales et urbaines (Tableau 3). Dans les provinces de l'Atlantique, le revenu moyen des familles agricoles rurales a constamment dépassé celui des familles non agricoles rurales tous les ans sauf en 1995. Toutefois, il est demeuré inférieur à celui des familles non agricoles urbaines toutes les années à l'étude. Au Québec, le revenu moyen des familles agricoles rurales était moins élevé que celui des familles non agricoles rurales tous les ans à l'exception de 1993, et il était moins élevé que celui des familles non agricoles urbaines toutes les années à l'étude. En Ontario, tous les ans, les familles agricoles rurales affichaient un revenu moyen plus élevé que les familles de la même catégorie vivant dans toutes les autres régions. Les familles agricoles rurales de l'Ontario ont toutefois gagné un revenu moindre que les deux autres catégories de familles non agricoles toutes les années.

**Tableau 3 : Revenu familial moyen par catégorie d'urbanisation pour les diverses régions du Canada, 1985, 1991, 1993 et 1995**

		Provinces de l'Atlantique	Québec	Ontario	Prairies	Colombie-Britannique
Familles agricoles rurales	1985	47 455 \$	40 580 \$	49 250 \$	46 662 \$	39 651 \$
	1991	43 487 \$	39 568 \$	52 981 \$	45 361 \$	51 442 \$
	1993	46 470 \$	44 309 \$	51 050 \$	44 831 \$	43 678 \$
	1995	40 344 \$	39 904 \$	61 907 \$	49 872 \$	51 794 \$
Familles non agricoles rurales	1985	38 730 \$	40 825 \$	51 811 \$	46 201 \$	43 468 \$
	1991	40 739 \$	42 887 \$	51 650 \$	48 811 \$	47 617 \$
	1993	40 748 \$	43 608 \$	55 305 \$	48 028 \$	51 349 \$
	1995	40 756 \$	41 425 \$	52 542 \$	46 373 \$	53 775 \$
Familles non agricoles urbaines	1985	49 341 \$	51 039 \$	59 565 \$	55 574 \$	54 875 \$
	1991	49 965 \$	52 547 \$	63 159 \$	55 863 \$	59 619 \$
	1993	50 295 \$	49 118 \$	60 427 \$	55 935 \$	58 076 \$
	1995	47 987 \$	51 670 \$	61 782 \$	53 907 \$	59 637 \$
Toutes les familles	1985	45 213 \$	49 369 \$	58 623 \$	53 534 \$	53 378 \$
	1991	46 238 \$	50 762 \$	61 689 \$	53 932 \$	57 873 \$
	1993	46 400 \$	48 224 \$	59 772 \$	54 021 \$	57 122 \$
	1995	45 211 \$	49 877 \$	60 923 \$	53 001 \$	58 698 \$

Dollars constants (1995 = 100).

Source : Enquête sur les finances des consommateurs, totalisations spéciales.

Dans les provinces des Prairies, le revenu moyen des familles agricoles rurales était inférieur à celui des familles non agricoles rurales en 1991 et 1993, mais plus élevé en 1985 et 1995. Il était toutefois toujours moins élevé que celui des familles non agricoles urbaines, comme ce fut le cas dans les autres régions. En Colombie-Britannique, les tendances suivies par le revenu ont été relativement analogues, les familles agricoles rurales déclarant un revenu moyen moins élevé que les familles non agricoles urbaines et rurales tous les ans sauf en 1991. De ce constat, nous pouvons tirer deux conclusions : tout d'abord, le revenu moyen des familles agricoles rurales était généralement inférieur à celui des familles urbaines. Toutefois, cet écart de revenu s'est réduit considérablement et s'est établi à environ 7 p. 100 au cours des dernières années. Deuxièmement, à l'échelle régionale, les familles agricoles rurales de certaines parties du pays ont déclaré un revenu supérieur à celui des familles non agricoles rurales : ce fut le cas dans les provinces de l'Atlantique en 1985, 1991 et 1993 et en Ontario, en 1991 et 1995. Toutefois au Québec et en Colombie-Britannique, elles ont généralement eu des revenus moins élevés que les familles non agricoles rurales.

Les régions où les familles agricoles rurales ont réalisé des gains de revenu plus importants que les familles non agricoles rurales entre 1985 et 1995 sont celles où les familles agricoles ont eu accès à un revenu extra-agricole et où il y existe une concentration de certains types d'exploitation. Ainsi les producteurs de céréales et d'oléagineux de l'Ontario et des Prairies et les producteurs de pommes de terre des provinces de l'Atlantique ont réalisé des gains importants de revenu après 1992, selon les récentes données de la Base de données complètes sur les exploitations agricoles (Voir Partie 6.2 : *Inégalité de revenu selon le type d'exploitation agricole*, et Partie 6.3 : *Inégalité de revenu selon la province*). Les éleveurs de bovins et de porcs et les producteurs de lait, de volailles et d'œufs ont réalisé des gains moins importants entre 1992 et 1995. Les hausses relatives de revenu provenant de ces types d'exploitation, que l'on trouve surtout au Québec et en Colombie-Britannique, n'ont peut-être pas été aussi prononcées que celles enregistrées par les familles non agricoles rurales pendant la même période. Nous faisons ci-après une analyse plus approfondie de la répartition du revenu des familles agricoles par type d'exploitation, ce qui jettera peut-être un peu de lumière sur les écarts de revenu entre les familles agricoles de différentes régions.

## 4.2. Sources de revenu des familles agricoles et non agricoles

Après avoir observé une certaine mesure de disparité de revenu entre les familles agricoles canadiennes et d'autres composantes de la population en général, nous nous pencherons maintenant sur les sources de revenu des différents types de familles en vue de déterminer si ces sources sont à l'origine des disparités observées.

Les ouvrages récents sur la répartition du travail, dans les familles agricoles, entre les tâches agricoles et des emplois extra-agricoles permettent de penser que les agriculteurs ne se soucient pas des risques répartiront leur temps entre un travail agricole et non agricole en vue d'égaliser leur revenu marginal (Mishra et Goodwin 1997). Si le revenu marginal prévu est plus élevé dans l'une de ces deux catégories de travail, l'agriculteur consacra plus de temps à celle-ci. Toutefois, les agriculteurs peu enclins à courir des risques et qui croient que l'écart de salaire (ou de revenu) est plus élevé dans une catégorie de travail que dans l'autre consacreront moins de temps à l'emploi qui présente plus de risques et davantage à l'emploi moins risqué. L'évolution du degré de risque lié aux possibilités d'emploi influe donc sur le temps voué à chaque catégorie de travail. Au Canada, les traitements et salaires extra-agricoles sont une composante importante du revenu des familles agricoles, et cette caractéristique varie entre les régions et les types d'exploitation.

Le rapport entre le montant du revenu extra-agricole et le revenu brut ou la taille de l'exploitation est également significatif. Porteous (1974) observait une relation inverse entre le revenu agricole net et le revenu extra-agricole aux paliers inférieurs de revenu brut. Cette observation cadre avec les données historiques (1974 à 1994), qui révèlent que le revenu extra-agricole constitue une proportion plus élevée du revenu total des familles ayant de petites exploitations (revenu de moins de 50 000 \$) et des exploitations de taille moyenne (revenu de 50 000 \$ à 100 000 \$), et qu'il revêt moins d'importance pour les grosses exploitations « commerciales » (revenu de 100 000 \$ et plus) (Agriculture et Agroalimentaire Canada, 1997). Par exemple, en 1994, les familles agricoles déclarant un revenu brut de moins de 100 000 \$ ont tiré plus de 50 p. 100 de leur revenu de sources extra-agricoles. Par ailleurs, seul un faible pourcentage des exploitants de grosses fermes ont travaillé à l'extérieur de leur exploitation. Bollman (1974) avançait que le travail extra-agricole ne rehaussait pas beaucoup la rentabilité des grosses exploitations étant donné qu'il faut trois mois de travail non agricole pour compenser une baisse même relativement faible des prix des produits agricoles.

Par rapport à l'ensemble des familles canadiennes, les familles agricoles rurales comptent davantage sur un revenu net tiré d'un travail autonome (de l'agriculture en particulier) et sur l'investissement, et moins sur les traitements et salaires et les autres sources de revenu (Tableau 4). Le revenu provenant des transferts sociaux de l'État revêt autant d'importance pour les familles agricoles que pour l'ensemble des familles canadiennes (en dollars constants). En 1995, sur le revenu moyen total de 51 514 \$ qu'ont déclaré les familles agricoles rurales, environ 20 000 \$ (40 p. 100) étaient tirés des traitements et salaires, plus de 15 000 \$ (30 p. 100) étaient d'origine agricole et un peu plus de 6 000 \$ (10 p. 100) provenaient de transferts sociaux de l'État.



Tableau 4 : Sources de revenu familial, 1985 et 1995

	Familles agricoles rurales <sup>a</sup>		Familles non agricoles rurales		Familles non agricoles urbaines		Toutes les familles	
	1985	1995	1985	1995	1985	1995	1985	1995
Revenu agricole <sup>b</sup>	14 059	15 374	0	0	0	0	661	494
Revenu d'emploi extra-agricole	1 771	2 861	2 628	2 962	2 457	3 283	2 472	3 246
Traitements et salaires	19 455	20 430	30 713	31 064	42 420	41 623	39 799	39 474
Revenu de placements	5 168	4 245	2 219	1 455	3 286	2 201	3 229	3 229
Transferts sociaux de l'État <sup>c</sup>	4 544	6 189	7 327	8 366	5 219	6 393	5 489	6 665
Autres revenus extra-agricoles	1 016	2 415	1 396	2 400	2 020	3 390	1 887	3 237
Revenu familial total	46 013	51 514	44 238	46 247	55 403	56 891	53 537	55 267

a. Les données sur les familles agricoles urbaines ne sont pas incluses en raison de la petite taille de l'échantillon.

b. Les indemnités de soutien agricole de l'État (c.-à-d. l'assurance-récolte, le RARB, les remises au titre des facteurs de production agricole et toutes les subventions touchant les produits) sont comprises dans les données sur le revenu agricole. Les subventions d'équipement en sont toutefois exclues.

c. Les transferts sociaux de l'État comprennent le revenu tiré du RPC et du RRQ, de la sécurité de la vieillesse, du supplément de revenu garanti, des prestations fiscales pour enfants, de l'indemnisation des accidentés du travail, de l'assurance-emploi, des transferts sociaux et du crédit pour la TPS.

Source : Enquêtes sur les finances des consommateurs, Statistique Canada.

Le revenu extra-agricole représente donc près des deux tiers du revenu familial total. Il importe de se rappeler que ces chiffres masquent les écarts entre les familles exploitant de petites fermes et celles qui ont de grosses exploitations commerciales, où le revenu extra-agricole est plus ou moins important selon le volume de travail consacré à la production agricole. Enfin, l'augmentation de un pour cent du revenu moyen réel des familles agricoles rurales entre 1985 et 1995 découle de la faible hausse des traitements et salaires, du revenu net tiré d'un travail autonome non agricole et d'autres revenus, et de la forte augmentation des transferts sociaux de l'État; cette hausse s'est produite malgré la baisse des revenus de placements qui s'est produite pendant cette période.

À titre de comparaison, l'importance des diverses sources de revenu des familles non agricoles rurales ressemble plus à ce qu'on observe dans les familles non agricoles urbaines. Les familles non agricoles, par nature, sont davantage tributaires des traitements et salaires et des revenus de placements que les familles agricoles habitant en zones rurales. Toutefois, les familles non agricoles rurales comptent beaucoup plus sur les transferts sociaux de l'État que leurs contreparties agricoles rurales ou non agricoles urbaines. Cette différence tient peut-être au fait qu'un grand nombre de résidents non agricoles des régions rurales sont à la retraite et touchent des prestations du Régime de pensions du Canada (RPC) ou du Régime des rentes du Québec (RRQ) et de la Sécurité de la vieillesse, qui sont deux des principales composantes des transferts sociaux de l'État. En outre, une proportion relativement plus élevée de ces familles comptent des chômeurs et plus d'enfants que les familles vivant en milieu urbain; elles bénéficient donc davantage du Crédit fédéral d'impôt pour enfants (Statistique Canada, 1996).

Outre les traitements et salaires extra-agricoles, les familles agricoles tirent généralement leur revenu de diverses autres sources, notamment le travail autonome, les placements et les transferts sociaux de l'État. De façon générale, les traitements et salaires viennent au premier rang des sources de revenu des familles agricoles et non agricoles, mais les transferts sociaux et les revenus de placements occupent aussi une place importante (Tableaux 4 et 5). En 1995, 71 p. 100 du revenu total de toutes les familles provenaient des traitements et salaires. Cette année-là, toutes les familles ont cependant tiré moins de revenu de cette source qu'en 1985 (71 contre 74 p. 100); il en a été de même des revenus de placements (4 p. 100 contre 6 p. 100 en 1985); toutefois, une proportion plus élevée provenait des transferts sociaux de l'État (12 contre 10 p. 100 respectivement), comme l'illustre le Tableau 5.

**Tableau 5 : Importance des sources de revenu familial par catégorie d'urbanisation, 1985 et 1995**

	Familles agricoles rurales		Familles non agricoles rurales		Familles non agricoles urbaines		Toutes les familles	
	1985	1995	1985	1995	1985	1995	1985	1995
Revenu agricole	31 %	30 %	0 %	0 %	0 %	0 %	1 %	1 %
Revenu net non agricole tiré d'un travail autonome	3 %	5 %	6 %	6 %	4 %	6 %	5 %	6 %
Traitements et salaires	42 %	40 %	69 %	67 %	77 %	73 %	74 %	71 %
Revenu de placements	11 %	8 %	5 %	3 %	6 %	4 %	6 %	4 %
Transferts sociaux de l'État	10 %	12 %	17 %	18 %	9 %	11 %	10 %	12 %
Autres revenus	2 %	5 %	3 %	5 %	4 %	6 %	4 %	6 %
Total	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %

Source : Enquête sur les finances des consommateurs, Statistique Canada.

### 4.3. Pourcentage des familles déclarant un revenu

Le Tableau 6 montre le pourcentage de familles ayant déclaré diverses sources de revenu en 1985 et 1995. Cette information diffère de celle du tableau 5; en effet, le tableau 6 reflète le nombre de répondants qui, dans l'échantillon total de familles agricoles, ont déclaré des revenus tirés de diverses sources. Si on l'examine conjointement avec les données précédentes sur les sources de revenu, ce pourcentage donne une idée de l'importance des diverses sources de revenu.

En 1995, toutes les familles agricoles rurales ont déclaré un revenu agricole net, ce qui est tout à fait normal puisque ces familles pratiquent l'agriculture par définition. Quinze pour cent d'entre elles disaient avoir tiré un revenu (net) d'un travail autonome non agricole, 68 p. 100 avoir touché des traitements et salaires, 68 p. 100 déclaraient avoir tiré des revenus de placements, 90 p. 100 avoir encaissé des transferts sociaux de l'État et 22 p. 100 avoir gagné d'autres revenus extra-agricoles. Comparativement à 1985, une proportion moins élevée de familles agricoles rurales ont dit avoir tiré un revenu de traitements et salaires et de placements, mais un pourcentage beaucoup plus élevé d'entre elles ont déclaré avoir reçu des transferts sociaux de l'État et encaissé d'autres revenus extra-agricoles. Dans la même veine, moins de familles non agricoles rurales et urbaines qu'en 1985 ont dit avoir encaissé des traitements et salaires et des revenus de placements, mais le même pourcentage de familles non agricoles rurales (90 p. 100) et de familles non agricoles urbaines (84 p. 100) avaient reçu des transferts sociaux de l'État les deux années en question. Un plus grand nombre de familles non agricoles urbaines et rurales ont aussi déclaré avoir tiré des revenus d'autres sources en 1995.

**Tableau 6 : Pourcentage de familles ayant déclaré diverses sources de revenu, 1985 et 1995**

	Familles agricoles rurales		Familles non agricoles rurales		Familles non agricoles urbaines		Toutes les familles	
	1985	1995	1985	1995	1985	1995	1985	1995
Revenu agricole	100 %	100 %	0 %	0 %	0 %	0 %	5 %	4 %
Revenu net tiré d'un travail autonome	—	15 %	16 %	19 %	13 %	15 %	17 %	19 %
Traitements et salaires	75 %	68 %	80 %	76 %	85 %	81 %	84 %	80 %
Revenu de placements	70 %	68 %	45 %	38 %	53 %	43 %	52 %	43 %
Transferts sociaux de l'État	84 %	90 %	90 %	90 %	84 %	84 %	85 %	85 %
Autres revenus	15 %	22 %	15 %	21 %	20 %	25 %	19 %	24 %

Note : (—) les chiffres sont trop faibles pour faire l'objet d'une estimation.

## 4.4. Familles se situant sous le seuil de faible revenu (SFR)

Depuis près de trente ans, Statistique Canada publie une série de SFR en vue de donner une idée du bien-être économique relatif des Canadiens. Cette mesure permet d'estimer le seuil de revenu en deçà duquel il serait difficile de combler ses besoins fondamentaux comme l'alimentation, le logement et l'habillement. Statistique Canada détermine que les familles qui consacrent plus que 54,7 p. 100 (d'après les données sur les dépenses de 1992) de leur revenu à leurs besoins fondamentaux vivent dans une situation financière difficile.<sup>7</sup> Bien que cette statistique soit souvent désignée sous le nom de « seuil de la pauvreté », elle n'est pas officiellement reconnue comme telle et Statistique Canada n'en préconise pas l'utilisation à ce titre. Elle nous permet plutôt de comparer le revenu familial par rapport aux coûts de subsistance (de base) en milieu urbain et en milieu rural pour les familles agricoles et non agricoles. On estimait qu'en 1995, le SFR d'une famille de quatre membres vivant en milieu rural était de 21 944 \$. À titre de comparaison, il fallait au moins 31 753 \$ à une famille de quatre membres résidant dans un grand centre urbain (plus de 500 000 habitants) pour combler ses besoins fondamentaux.

Le Tableau 7 montre la proportion de familles dont le revenu était inférieur au SFR par catégorie d'urbanisation en 1985, 1991, 1993 et 1995. Sur une population totale de 8,3 millions de familles, environ 1,2 million, soit 14,2 p. 100, ont déclaré un revenu inférieur au SFR en 1995. Ce pourcentage n'est que légèrement plus bas qu'en 1985, année où 1,3 million de familles sur un environ 7 millions, soit 14,4 p. 100, étaient dans la même situation. Toutefois, en 1991, on note une amélioration, car moins de familles (12,9 p. 100) se trouvaient en-deçà du SFR. Cette proportion a atteint 14,5 p. 100 en 1993 à la suite de la récession qui est survenue au début des années 1990.

**Tableau 7 : Pourcentage des familles sous le SFR, 1985, 1991, 1993 et 1995**

	1985	1991	1993	1995
Toutes les familles agricoles	16.0 %	12.1 %	11.4 %	9.0 %
Familles agricoles rurales	16.7 %	11.4 %	12.1 %	9.0 %
Toutes les familles non agricoles	14.0 %	13.0 %	14.6 %	14.4 %
Familles non agricoles rurales	12.1 %	9.5 %	9.4 %	9.8 %
Familles non agricoles urbaines	14.7 %	13.7 %	15.6 %	15.2 %
Toutes les familles	14.4 %	12.9 %	14.5 %	14.2 %

Source : Enquête sur les finances des consommateurs, Statistique Canada.

7. Voir Statistique Canada, 1996, p. 50.

Au chapitre des catégories d'urbanisation, on note une forte tendance à la baisse (amélioration) de la proportion de familles agricoles rurales dont le revenu est inférieur au SFR. Le tableau 7 montre par ailleurs que la proportion de familles agricoles qui touchent un revenu supérieur au SFR est plus élevée que chez les familles non agricoles rurales, les familles urbaines et les familles canadiennes en général. En effet, en 1985, 16,7 p. 100 des familles agricoles rurales déclaraient un revenu inférieur au SFR, contre 12,1 p. 100 des familles non agricoles rurales et 14,7 p. 100 des familles non agricoles urbaines. De 1985 à 1995, ces proportions ont considérablement changé (9,0, 9,8 et 15,2 p. 100 respectivement).

En 1991, une proportion moins élevée de familles agricoles rurales (11,4 p. 100) que de familles non agricoles urbaines (13,7 p. 100) déclaraient un revenu inférieur au SFR. Bien que la situation financière des familles agricoles rurales se soit quelque peu détériorée entre 1991 et 1993 (le pourcentage de familles à revenu inférieur au SFR est passé de 11,4 à 12,1 p. 100), elle s'est aggravée encore plus pour les familles non agricoles urbaines (de 13,7 à 15,6 p. 100). La récession qui a sévi en 1990 et 1991 a fait grimper les taux de chômage à 8,1 et à 10,4 p. 100 respectivement, et l'activité économique réelle a fléchi de 0,2 p. 100 en 1990 et de 1,8 p. 100 en 1991. Cette récession a nui au bien-être économique relatif de la plupart des Canadiens et Canadiennes.

Depuis 1985, la proportion de familles non agricoles rurales ayant un revenu inférieur au SFR a fléchi (amélioration), passant de 12,1 p. 100 en 1985 à 9,8 p. 100 en 1995. Toutefois le bien-être économique des familles non agricoles urbaines s'est détérioré, une plus grande proportion d'entre elles déclarant un revenu inférieur au SFR : 15,6 p. 100 en 1993 et 15,2 p. 100 en 1995, comparativement à 14,7 p. 100 en 1985 et à 13,7 p. 100 en 1991 (Tableau 7).

Sur le plan régional, entre 1985 et 1995, la proportion de l'ensemble des familles (agricoles et non agricoles) ayant un revenu inférieur au SFR est restée la même partout, sauf en Ontario et en Colombie-Britannique (Tableau 8). Toutes les familles de cette dernière province ont vu leur bien-être économique s'améliorer, la proportion de familles à revenu inférieur au SFR passant de 17 à 13 p. 100. Par contre, toutes les familles ontariennes ont subi une détérioration de leur bien-être économique puisque cette proportion est passée de 11 à 13 p. 100. Toutefois, par rapport aux autres provinces, c'est l'Ontario qui affichait la proportion la plus faible de familles à revenu inférieur au SFR les deux années en question.

En 1995, chez les familles agricoles, la proportion de celles qui avaient un revenu inférieur au SFR était beaucoup plus faible (9 p. 100) que chez les familles non agricoles (14 p. 100); on observait le même phénomène dans toutes les régions (sauf en Colombie-Britannique). Pour ce qui est de l'ensemble des familles non agricoles, la proportion de celles qui déclaraient un revenu inférieur au SFR était plus élevée en milieu urbain qu'en milieu rural dans chacune des cinq régions du pays.

**Tableau 8 : Pourcentage des familles ayant un revenu inférieur au SFR par région, 1985 et 1995**

	Provinces de l'Atlantique		Québec		Ontario		Prairies		Colombie-Britannique		Canada	
	1985	1995	1985	1995	1985	1995	1985	1995	1985	1995	1985	1995
Toutes les familles agricoles	12 %	7 %	18 %	6 %	16 %	7 %	17 %	10 %	16 %	17 %	16 %	9 %
Familles rurales	13 %	11 %	18 %	6 %	16 %	6 %	18 %	11 %	11 %	4 %	17 %	9 %
Toutes les familles non agricoles	17 %	16 %	17 %	17 %	11 %	13 %	14 %	15 %	17 %	13 %	14 %	14 %
Rurales	16 %	14 %	14 %	10 %	7 %	6 %	12 %	10 %	12 %	9 %	12 %	10 %
Urbaines	17 %	17 %	17 %	18 %	12 %	13 %	14 %	15 %	17 %	13 %	15 %	15 %
Toutes les familles	16 %	16 %	17 %	17 %	11 %	13 %	14 %	14 %	17 %	13 %	14 %	14 %

Source : Enquête sur les finances des consommateurs, Statistique Canada.

À la lumière des statistiques de 1995 sur le SFR dans les familles agricoles et non agricoles, on peut dire que la situation s'est en général quelque peu améliorée depuis 1985. Toutefois, il convient de noter que la petite taille de l'échantillon des familles agricoles rend ces résultats moins crédibles. Néanmoins, pour les familles agricoles rurales au Canada, l'amélioration a été frappante puisque seulement neuf pour cent d'entre elles avaient un revenu inférieur au SFR en 1995 contre 17 p. 100 en 1985. La proportion de familles non agricoles urbaines au Canada vivant dans cette situation était la même les deux années. Toutefois, chez les familles non agricoles rurales au Canada cette proportion était moins élevée en 1995 (10 p. 100) qu'en 1985 (12 p. 100).

En résumé, les SFR, qui sont un indicateur des difficultés économiques relatives des familles, révèlent que les familles agricoles rurales ont réalisé des gains importants par rapport à leurs homologues non agricoles des milieux ruraux et urbains de 1985 à 1995. Par ailleurs, entre ces deux années, on note une baisse de la proportion de familles agricoles au Canada qui touchaient un revenu inférieur au SFR tel que le définit Statistique Canada. Par contre, pendant cette période, l'amélioration a été moins prononcée pour les familles non agricoles rurales; de plus, les difficultés économiques des familles non agricoles urbaines se sont accrues puisqu'une proportion plus élevée d'entre elles ont touché un revenu inférieur au SFR.

---

## Partie 5 : Mesure de l'inégalité du revenu

Dans cette partie, nous comparons la distribution du revenu des familles agricoles et non agricoles en 1985 et en 1995 et nous présentons des mesures de l'inégalité du revenu. Ces mesures portent sur les déciles du revenu de ces deux types de familles, les courbes de Lorenz (représentation graphique de ces données) et les mesures scalaires de l'inégalité du revenu telles que le coefficient de Gini et d'autres mesures statistiques décrites dans l'exposé de la méthodologie et le glossaire.

### 5.1. Décilage

Le tableau 9 présente la répartition, en déciles,<sup>8</sup> du revenu des familles agricoles par rapport aux familles non agricoles. On a comparé le pourcentage du revenu familial total gagné par chaque décile ou chaque tranche de 10 p. 100 des familles afin de déterminer l'égalité ou l'inégalité de la distribution du revenu. Si le revenu était distribué uniformément, chaque décile de familles recevrait 10 p. 100 du total. Tout écart par rapport à cette proportion dénote une inégalité du revenu.

Entre 1985 et 1995, dans chaque décile, la part du revenu gagné par les familles agricoles s'est rapprochée de ce qu'elle était chez les familles non agricoles. Par exemple, le premier décile (tranche inférieure de 10 p. 100) des familles agricoles a empoché 1,3 p. 100 du revenu familial total en 1985 et 2,2 p. 100 en 1995, ce qui se rapproche du chiffre de 2,5 p. 100 relevé chez les familles non agricoles en 1985 et en 1995. Ces mêmes années, le cinquième décile des familles agricoles a empoché respectivement 7,3 et 7,6 p. 100 du total (sa progression est moindre que celle du premier décile) contre 8,1 et 8,0 p. 100 chez le même décile des familles non agricoles. En 1985 et 1995, le dixième décile des familles agricoles (tranche supérieure de 10 p. 100) a empoché 28,3 et 25,8 p. 100 du total (en dépit de la baisse des taux, ces familles agricoles continuaient de gagner un revenu très supérieur à la proportion de leurs effectifs); pendant ce temps, le dixième décile des familles non agricoles a empoché 24,1 et 24,9 p. 100 du total. L'inégalité du revenu des familles agricoles a donc diminué de 2,5 p. 100, de 1985 à 1995, tandis que celle du revenu des familles non agricoles est restée presque la même (augmentant de 0,8 p. 100).

---

8. On a corrigé les chiffres sur les revenus des familles agricoles en fonction de la taille des familles. On a attribué un coefficient de pondération de 1,0 au premier adulte et de 0,4 à tous les autres adultes et enfants. Ces données diffèrent de celles de la partie 4, les montants (en dollars) étant inférieurs à ceux des données non corrigées.

**Tableau 9 : Décilage des revenus et catégories familiales, en 1985 et en 1995**

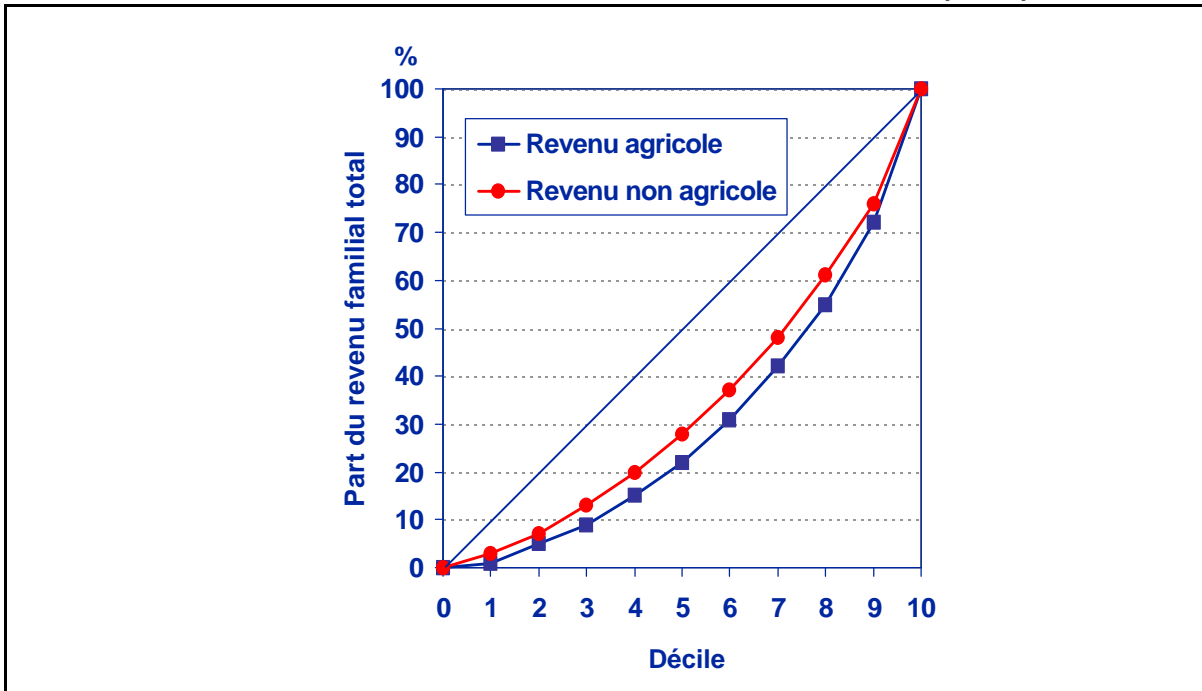
	Familles agricoles				Familles non agricoles			
	1985		1995		1985		1995	
	Revenu moyen	Proportion	Revenu moyen	Proportion	Revenu moyen	Proportion	Revenu moyen	Proportion
	(\$)	(%)	(\$)	(%)	(\$)	(%)	(\$)	(%)
Decile 1	3 408	1,3	6 544	2,2	7 319	2,5	7 630	2,5
Decile 2	9 896	3,7	12 876	4,3	12 916	4,4	13 201	4,3
Decile 3	13 148	4,9	15 947	5,3	16 592	5,6	17 028	5,5
Decile 4	16 049	6,0	18 993	6,3	20 271	6,9	20 826	6,7
Decile 5	19 526	7,3	22 851	7,6	23 916	8,1	24 725	8,0
Decile 6	23 089	8,7	27 247	9,1	27 733	9,4	28 832	9,3
Decile 7	27 956	10,5	31 731	10,4	32 186	10,9	33 456	10,8
Decile 8	34 137	12,8	38 363	12,8	37 635	12,8	39 235	12,6
Decile 9	44 215	16,5	48 923	16,4	39 835	15,4	48 110	15,5
Decile 10	75 451	28,3	80 005	25,8	70 973	24,1	77 298	24,9

Les déciles 1 à 6 font mieux ressortir les similitudes de la répartition des revenus chez les familles agricoles et non agricoles. En 1985 et en 1995, la tranche inférieure de 60 p. 100 des familles agricoles et non agricoles empochait moins de 40 p. 100 du revenu, tandis que la tranche supérieure de 40 p. 100 empochait plus de 60 p. 100 du revenu. De fait, par cette méthode, on peut déduire que les familles des sixième et septième déciles reflètent ce qui peut être considéré comme une répartition presque équitable des revenus.

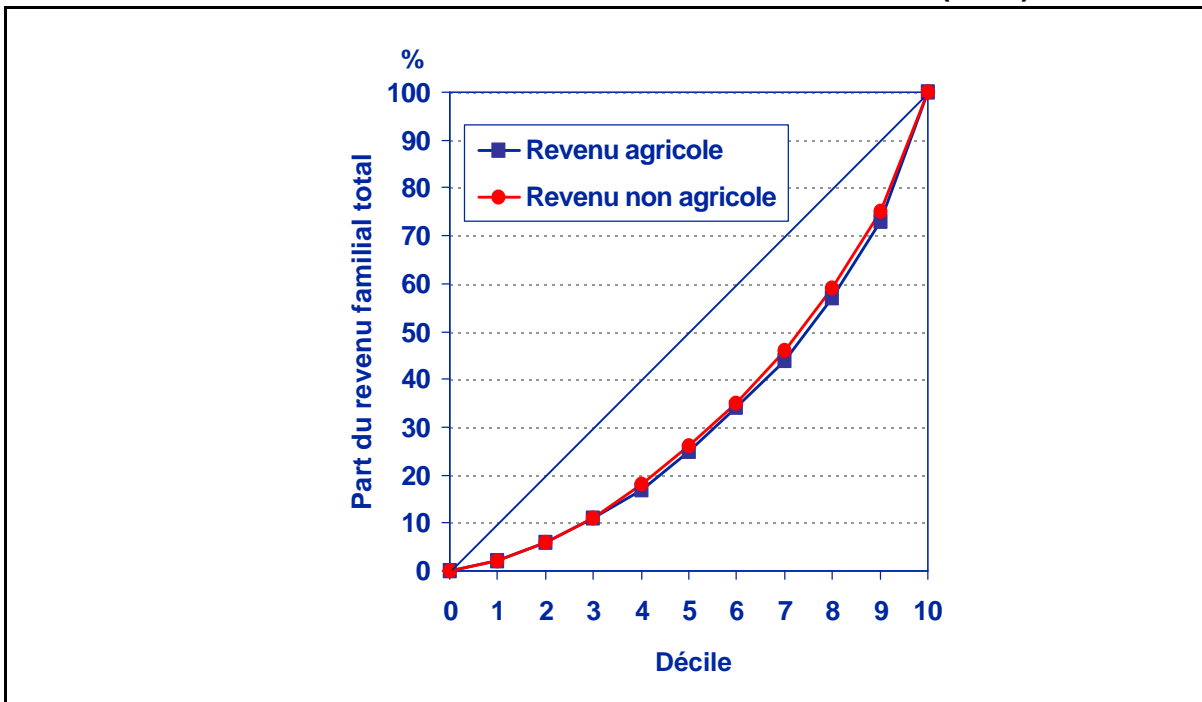
La courbe de Lorenz montre la distribution des revenus des familles agricoles et non agricoles en 1985 (graphique 2) et 1995 (graphique 3). L'inégalité de la distribution du revenu est illustrée par l'écart entre la courbe de Lorenz et la diagonale : plus la courbe est éloignée de la diagonale, plus le revenu familial est inégalement distribué. En 1985, le revenu des familles agricoles était distribué de façon plus inégale que celui des familles non agricoles, puisque la courbe de Lorenz était plus éloignée de la diagonale dans le premier cas (graphique 2). En 1995, l'écart s'est rétréci, les deux courbes étant presque superposées, du fait de l'amélioration de la distribution des revenus des familles agricoles (graphique 3).



**Graphique 2 : Revenus des familles agricoles et non agricoles, courbes de Lorenz et revenu familial normalisé (1985)**



**Graphique 3 : Revenus des familles agricoles et non agricoles, courbes de Lorenz et revenu familial normalisé (1995)**



## 5.2. Mesures scalaires et autres mesures de l'inégalité du revenu

Nous présentons ici six mesures de l'inégalité du revenu pour tenter d'évaluer le degré d'inégalité du revenu des familles agricoles et non agricoles en 1985 et en 1995 (tableau 10). Les coefficients de Gini montrent une certaine inégalité du revenu entre toutes les familles, tous les coefficients étant supérieurs à zéro. Chez les familles agricoles, la distribution des revenus s'est améliorée, l'inégalité étant moindre en 1995 (0,34) qu'en 1985 (0,39). Cependant, la comparaison de l'inégalité du revenu des familles agricoles et des familles non agricoles montre que, entre 1985 et 1995, l'écart avait diminué (0,34 pour les familles agricoles, 0,33 pour les autres, en 1995).

Le coefficient de variation, qui mesure l'écart entre les parts du revenu relatif des divers déciles (revenu agricole et non agricole), montre la même tendance que le coefficient de Gini au cours de la période considérée. En 1995, la proportion du revenu des familles agricoles était moins variable qu'en 1985. En fait, la dispersion du revenu des familles agricoles et non agricoles a évolué dans des directions opposées. Le coefficient de variation de la distribution du revenu des familles agricoles a baissé, et celui des familles non agricoles a augmenté (passant de 0,60 en 1985, à 0,62 en 1995) jusqu'à être à peine plus élevé que celui des agriculteurs.

**Tableau 10 : Autres mesures de l'inégalité**

	Familles agricoles		Familles non agricoles	
	1985	1995	1985	1995
Coefficient de Gini	0,39	0,34	0,32	0,33
Coefficient de variation	0,74	0,67	0,60	0,62
Indice d'entropie de Theil	0,25	0,21	0,17	0,18
Indice de Theil-Bernoulli	0,29	0,21	0,18	0,19
Indice exponentiel	0,45	0,44	0,43	0,43
Indice de polarisation de Foster-Wolfson	0,37	0,36	0,30	0,31

Toutes les autres mesures de l'inégalité montrent des tendances semblables pour ce qui est du revenu des familles agricoles et non agricoles. L'indice d'entropie de Theil, l'indice de Theil-Bernoulli et l'indice exponentiel montrent tous une amélioration de la distribution du revenu des familles agricoles et une dégradation de celle des familles non agricoles entre 1985 et 1995. Si ces mesures montrent une différence entre l'inégalité du revenu agricole et celle du revenu non agricole, l'écart n'est pas significatif et il se rétrécit graduellement.

L'indice de polarisation de Foster-Wolfson confirme les mêmes constatations statistiques. Il montre que le nombre de familles agricoles de tous les groupes de l'échelle du revenu (supérieur, médian et inférieur) est resté le même. Cependant, entre 1985 et 1995, la

proportion de la classe moyenne a diminué chez les familles non agricoles. Cette constatation concorde avec les conclusions des études antérieures dont il est question dans l'étude bibliographique.

### 5.3. Évolution des coefficients de Gini

L'analyse statistique précédente de l'inégalité du revenu des familles agricoles et non agricoles couvre la période allant de 1985 à 1995. Les résultats de travaux antérieurs utiles à l'étude de l'évolution de l'inégalité du revenu des familles agricoles et non agricoles sont présentés au tableau 11.

**Tableau 11 : Évolution des coefficients de Gini**

Année	Auteurs	Provenance des données	Agriculteurs	Non-agriculteurs		Ensemble
				Urbains	Ruraux	
1971	Davey, Hassan et Lu (1974)	EFC*	0,46	0,39	0,39	0,40
1973	Darcovich et Mouelhi (1976)	EFC	0,45	0,39	0,37	0,39
1975	Darcovich, Gellner et Leung (1979)	EFC	0,47			0,39
1989	Bourgoyne, D. (1992)	EFC	0,36	0,34	0,33	
1990	Bourgoyne, D. (1992)	EFC	0,40	0,35	0,33	

EFC : Enquête sur les finances des consommateurs. Les chiffres sont arrondis à deux décimales.

Le tableau 11 montre l'évolution des coefficients de Gini pour les familles agricoles et non agricoles en cinq années choisies. Le coefficient minimal de distribution du revenu des familles agricoles (0,36) a été observé en 1989. La valeur maximale (0,47) a été relevée en 1975. En dépit des différences de méthodologie ou de définition des données entre les études, ces chiffres montrent généralement que l'inégalité du revenu a diminué de 1971 à 1989. De même, chez les familles non agricoles, les coefficients de Gini étaient traditionnellement inférieurs à ceux des familles agricoles; de 1971 à 1990, ils sont passés respectivement de 0,39 à 0,35 dans les régions urbaines et de 0,39 à 0,33 dans les régions rurales. L'observation la plus significative est cependant que l'inégalité du revenu a diminué dans le secteur agricole et se situe au même niveau que chez les familles non agricoles.

Bref, la distribution du revenu des familles agricoles canadiennes s'est améliorée de 1985 à 1995, comme le montre la baisse graduelle des mesures de l'inégalité du revenu. La distribution du revenu des familles agricoles ressemble de plus en plus à celle des familles non agricoles, comme l'illustre le rapprochement entre les valeurs des mesures de l'inégalité du revenu chez ces deux groupes. Les gains des familles non agricoles, en dépit d'une réduction de l'inégalité du revenu au cours de la période considérée, sont restés loin derrière ceux des familles agricoles. Pour expliquer cette évolution, nous examinerons l'inégalité du revenu selon l'âge, le type d'exploitation agricole et la province.



---

## Partie 6 : Répartition de l'inégalité de revenu

Pour expliquer certaines des variations observées au cours de la période 1985–1995 dans la répartition des revenus et l'inégalité de revenu dans le secteur agricole, nous nous intéressons à trois facteurs : âge, type d'exploitation et province.

### 6.1. Inégalité de revenu selon l'âge

Dans bon nombre d'études récentes sur l'inégalité de revenu au Canada et aux États-Unis, l'âge et le sexe apparaissent comme des facteurs importants contribuant aux variations de l'inégalité globale de revenu dans le temps et entre les pays. Finnie (1997), Zyblock (1996) et Zyblock et Tyrell (1997) se sont intéressés spécialement à l'évolution dans le temps de l'inégalité de revenu chez les hommes et chez les femmes de différents groupes d'âge. Tous ont constaté que, pendant les années 1980 et le début des années 1990, l'inégalité s'était creusée chez les hommes, en particulier chez les jeunes hommes, tandis qu'elle avait décrû chez les femmes. On constate le même phénomène aux États-Unis où les revenus des hommes se répartissent avec plus d'inégalité, et ceux des femmes, avec moins d'inégalité.

Ces variations s'expliquent par l'évolution structurelle du marché du travail, où la demande de travailleurs très qualifiés croît avec l'innovation technologique et la mondialisation. Cette évolution a été défavorable aux jeunes travailleurs (masculins). Simultanément, la croissance du secteur des services et la participation accrue des femmes à la population active (en raison de l'augmentation de leurs heures de travail, de l'élévation de leur niveau de scolarité et de leur arrivée dans des secteurs traditionnellement dominés par les hommes) ont conduit à une meilleure égalité de revenu parmi les travailleuses. Cependant, lorsqu'on examine l'inégalité globale, l'augmentation de l'inégalité de revenu chez les hommes est presque annulée par la relative stabilité de l'inégalité observée chez les femmes, de sorte que l'inégalité globale ne s'est accentuée que légèrement durant la période considérée.

L'incidence de l'âge sur l'inégalité de revenu peut s'expliquer par le cycle vital. Les jeunes travailleurs qui occupent des postes de premier échelon, sans expérience de travail ou compétences professionnelles, ont des revenus plus inégalement répartis. De même, les travailleurs âgés qui sont à la veille de la retraite ou déjà à la retraite, ont eux aussi des revenus inégalement répartis. Un examen de la documentation existante montre que les mêmes observations valent pour l'inégalité de revenu au Canada pendant les années 1980 et au début des années 1990.

Or, les revenus tirés d'un emploi ou d'un travail ne sont qu'une composante du revenu total. Des études sur l'inégalité de revenu des familles ont montré l'importance d'autres facteurs liés à la formation de la famille et aux sources de revenu familial. Le revenu familial, qui inclut les sources de revenu monétaire de tous les membres de la famille, est souvent nettement plus élevé que les gains (traitements et salaires) procurés par des activités rémunérées. Les études sur l'inégalité de revenu des familles, par exemple celles de Zyblock et Tyrell (1997), concluent que l'augmentation du nombre de familles monoparentales a pour effet d'accroître l'inégalité de revenu, tandis que la baisse du nombre de jeunes familles la fait diminuer.

Pour déterminer si l'âge a une incidence sur l'inégalité de revenu, notamment sur l'inégalité de revenu des familles du secteur agricole, il est important d'examiner cette inégalité en fonction de l'âge du chef de famille. Dans l'Enquête sur les finances des consommateurs, le partenaire masculin dans les familles époux-épouse est considéré comme le chef de famille quel que soit celui des partenaires qui, dans les faits, gère l'exploitation agricole. En raison de sa petite taille, l'échantillon des familles agricoles utilisé pour l'enquête ne peut être divisé qu'en trois groupes selon l'âge du chef de famille : 40 ans et moins, de 41 à 54 ans, et 55 ans et plus (tableaux 12 et 13). L'échantillon de chaque groupe d'âge est composé d'environ 350 à 500 familles. Nous examinons l'inégalité de revenu des familles, tant agricoles que non agricoles, pour montrer l'incidence de l'âge. Dans l'*Enquête sur les finances des consommateurs*, les données n'ont pas été ventilées selon le sexe, aussi la présente étude ne traitera-t-elle pas cet aspect.

Le tableau 12 montre la part de revenu, en pourcentage, touchée par chacun des déciles (10 p. 100) de familles (allant du plus bas revenu au plus haut). La comparaison entre familles agricoles et familles non agricoles révèle que le revenu était moins également réparti chez les premières que chez les deuxièmes en 1985. Cette répartition se manifeste par un plus grand écart entre les parts touchées par le décile le plus élevé et le plus bas, pour tous les âges (1 et 28 p. 100 pour les familles agricoles contre 3 et 24 p. 100 pour les familles non agricoles). Par groupe d'âge, le revenu familial des familles agricoles les plus jeunes (moins de 41 ans) était moins également réparti si l'on en juge par le plus large écart entre le décile inférieur et le décile supérieur (1 et 28 p. 100 pour les familles agricoles contre 2 et 23 p. 100 pour les familles non agricoles). On observe le même type de répartition pour les familles agricoles des deux autres groupes d'âge, comme en témoigne la distribution du revenu.

**Tableau 12 : Répartition du revenu selon l'âge du chef de famille dans les familles agricoles et non agricoles, en 1985 et en 1995**

(%)	1985								1995							
	Moins de 41 ans		De 41 à 54 ans		55 ans et plus		Tous les âges		Moins de 41 ans		De 41 à 54 ans		55 ans et plus		Tous les âges	
	Agr.	Non agr.	Agr.	Non agr.	Agr.	Non agr.	Agr.	Non agr.	Agr.	Non agr.	Agr.	Non agr.	Agr.	Non agr.	Agr.	Non agr.
Decile 1	1	2	1	3	2	3	1	3	2	2	2	3	2	3	2	2
Decile 2	4	4	4	5	4	5	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4
Decile 3	5	6	5	6	5	5	5	6	5	6	5	6	5	5	5	5
Decile 4	6	7	6	7	6	6	6	7	6	7	6	7	6	7	6	7
Decile 5	7	8	7	8	7	7	7	8	7	8	8	8	8	8	8	8
Decile 6	9	10	9	10	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9
Decile 7	10	11	11	11	10	10	11	11	10	11	11	11	10	11	10	11
Decile 8	13	13	13	13	12	12	13	13	12	13	13	13	12	12	13	13
Decile 9	17	16	17	15	16	15	17	15	16	16	16	15	16	15	16	16
Decile 10	28	23	26	23	28	26	28	24	27	25	26	25	26	26	26	25
CANADA	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Source : Enquête sur les finances des consommateurs, Totalisations spéciales, Statistique Canada.

On voit aussi au tableau 12 que l'inégalité de revenu des familles agricoles a diminué, en comparaison avec les familles non agricoles, pendant la période 1985–1995. En 1995, dans chaque décile, les familles agricoles ont reçu pratiquement les mêmes parts de revenu que les familles non agricoles. Les 10 p. 100 de familles agricoles situées au bas de l'échelle (décile 1) ont touché deux pour cent du revenu de toutes les familles, soit autant que les 10 p. 100 de familles non agricoles du même décile. De même, les 10 p. 100 de familles agricoles ayant le meilleur revenu (décile 10) ont reçu 26 p. 100 du revenu familial total et les familles non agricoles du même décile en ont perçu 25 p. 100. Ce resserrement de l'écart entre les parts touchées par les familles agricoles des deux déciles du haut et du bas de l'échelle (1 et 28 p. 100 en 1985, contre 2 et 26 p. 100 en 1995) reflète une amélioration de l'inégalité. En comparaison, l'écart entre les parts touchées par les familles non agricoles est resté plus ou moins le même pendant cette période, signe d'un changement minime dans l'inégalité de revenu.

Le tableau 13 montre des statistiques sur l'inégalité de revenu selon les groupes d'âge. En 1985, les familles agricoles (tous âges confondus) avaient un revenu moyen de 26 692 \$, chiffre sensiblement inférieur à celui des familles non agricoles (29 494 \$). En 1995, il existait toujours un écart, mais celui-ci avait nettement diminué (30 215 \$ pour les familles agricoles, 31 035 \$ pour les familles non agricoles). Toutefois, quand on examine le revenu familial en fonction de l'âge du chef de famille, on voit qu'il n'en a pas été de même pour les différents groupes d'âge. Fait le plus remarquable, en 1985, les familles agricoles dont le chef était âgé de 55 ans et plus déclaraient un revenu familial qui dépassait même le revenu des familles non agricoles (21 689 \$ pour les familles agricoles, 20 912 \$ pour les familles non agricoles). Par contre, les ménages agricoles dont le chef était âgé de moins de 41 ans déclaraient un revenu nettement inférieur (16 692 \$) à celui des familles non agricoles (19 869 \$). En outre,

pour les ménages dont le chef était une personne âgée de 41 à 54 ans, l'écart de revenu entre les familles agricoles et non agricoles était plus large (19 065 \$ contre 23 814 \$ respectivement).

**Tableau 13 : Mesures de l'inégalité de revenu chez les familles agricoles et les familles non agricoles en 1985 et en 1995**

	Moins de 41 ans		De 41 à 54 ans		55 ans et plus		Tous les âges	
	Agr.	Non agr.	Agr.	Non agr.	Agr.	Non agr.	Agr.	Non agr.
<b>1985</b>								
Revenu moyen (\$)	16 692	19 869	19 065	23 814	21 689	20 912	26 692	29 494
Revenu médian (\$)	13 203	17 731	15 406	21 412	16 999	16 999	21 541	25 803
Taille de l'échantillon	621	11 197	532	6 134	654	7 113	1 807	24 444
N <sup>bre</sup> estimatif de familles (milliers)	107	3 023	103	1 774	112	1 926	321	6 723
Coefficient de Gini	0,40	0,32	0,38	0,30	0,37	0,34	0,39	0,32
Coefficient de variation	0,75	0,58	0,70	0,55	0,72	0,65	0,74	0,60
Indice d'entropie de Theil	0,26	0,16	0,24	0,15	0,23	0,19	0,25	0,17
Indice de Theil-Bernoulli	0,33	0,18	0,28	0,16	0,24	0,19	0,29	0,18
Indice exponentiel	0,45	0,42	0,45	0,42	0,44	0,43	0,45	0,43
Indice de polarisation de Foster-Wolfson	0,38	0,29	0,39	0,27	0,35	0,33	0,37	0,30
<b>1995</b>								
Revenu moyen (\$)	32 603	30 068	28 744	32 001	29 727	31 167	30 215	31 035
Revenu médian (\$)	26 045	26 224	23 691	27 649	24 899	26 345	24 840	26 753
Taille de l'échantillon	345	8 046	376	7 120	499	8 074	1 220	23 240
N <sup>bre</sup> estimatif de familles (milliers)	84	2 857	97	2 504	120	2 590	301	7 952
Coefficient de Gini	0,35	0,33	0,36	0,33	0,34	0,33	0,34	0,33
Coefficient de variation	0,68	0,62	0,68	0,61	0,66	0,63	0,67	0,62
Indice d'entropie de Theil	0,20	0,18	0,21	0,17	0,19	0,18	0,21	0,18
Indice de Theil-Bernoulli	0,21	0,18	0,24	0,19	0,20	0,19	0,21	0,19
Indice exponentiel	0,44	0,43	0,44	0,43	0,43	0,43	0,44	0,43
Indice de polarisation de Foster-Wolfson	0,34	0,31	0,36	0,30	0,31	0,31	0,36	0,31

Source : Enquête sur les finances des consommateurs, Totalisations spéciales, Statistique Canada.



Quand on regarde le revenu par groupe d'âge, on constate qu'en 1995 le revenu des familles agricoles les plus jeunes (moins de 41 ans) était devenu supérieur à celui des familles non agricoles (32 603 \$ contre 30 068 \$), mais que dans les deux autres groupes d'âge il était inférieur à celui des familles non agricoles (28 744 \$ contre 32 001 \$ pour les personnes de 41 à 54 ans, et 29 727 \$ contre 31 167 \$ pour celles qui étaient âgées de 55 ans et plus) (Tableau 13). Il semblerait que les jeunes chefs de famille agricole (hommes) aient moins eu à souffrir des transformations du marché du travail qui ont affecté tout particulièrement les jeunes salariés entre 1985 et 1995, ce qui expliquerait cet écart. Cependant les améliorations apportées à la politique des transferts sociaux de l'État à l'intention des personnes âgées durant cette période ont eu moins d'incidence sur les ménages agricoles que sur les ménages non agricoles. Les ménages agricoles ont probablement bénéficié davantage de la baisse des taux d'intérêt qui a réduit leurs remboursements d'emprunts en 1995.

Les statistiques sur l'inégalité de revenu, au tableau 13, montrent qu'en 1985 le revenu était moins également réparti chez les familles agricoles que chez les familles non agricoles, dans tous les groupes d'âge considérés. Par exemple, le coefficient de Gini relatif à la répartition du revenu était de 0,40 pour les ménages agricoles les plus jeunes (moins de 41 ans) contre 0,32 pour les ménages non agricoles. De même, pour les ménages d'âge moyen (de 41 à 54 ans), il était respectivement de 0,38 et de 0,30 pour les ménages agricoles et les ménages non agricoles. Pour les ménages âgés (55 ans et plus), il s'établissait respectivement à 0,37 et à 0,34 pour les familles agricoles et les familles non agricoles en 1985.

D'après les mesures de l'inégalité de revenu présentées dans le tableau pour l'ensemble des familles agricoles et non agricoles, on voit que la répartition du revenu des familles agricoles est devenue plus égale tandis qu'elle est restée semblable ou s'est détériorée dans le cas des familles non agricoles. Le coefficient de Gini relatif à la répartition du revenu de l'ensemble des familles agricoles est tombé de 0,39 à 0,34 de 1985 à 1995, tandis qu'il est passé de 0,32 à 0,33 pour les familles non agricoles. D'autres mesures de l'inégalité telles que le coefficient de variation, l'indice exponentiel et l'indice de polarisation de Foster-Wolfson ont toutes fléchi pendant cette période pour les familles agricoles, alors qu'elles ont augmenté ou sont restées les mêmes pour les familles non agricoles.

D'autres mesures de l'inégalité de revenu indiquent des résultats semblables : les coefficients de variation montrent que l'inégalité de revenu est plus grande parmi les familles agricoles que parmi les familles non agricoles (ceux des familles agricoles sont plus élevés pour tous les groupes d'âge). Par contre, en ce qui concerne les familles âgées, les valeurs mesurées de l'inégalité de revenu entre les familles agricoles et non agricoles montrent une différence inférieure aux chiffres obtenus pour les autres groupes d'âge. L'indice de polarisation de Foster-Wolfson montre aussi que le revenu des familles agricoles était légèrement plus polarisé que celui des familles non agricoles, la différence étant moindre entre les familles âgées des deux groupes.

Tous les groupes d'âge des familles agricoles ont connu une amélioration de la répartition et de l'inégalité de revenu : les familles les plus jeunes (chef âgé de moins de 41 ans) ont bénéficié de la plus forte amélioration, tandis que les familles dont le chef était âgé de 55 ans et plus ont enregistré des progrès appréciables. De 1985 à 1995, l'écart caractérisant la distribution des revenus entre les ménages agricoles les plus jeunes s'est réduit, passant de 1 et 28 p. 100 à 2 et 27 p. 100. Le coefficient de Gini relatif à ce groupe d'âge a reculé de 0,40 à 0,35 durant cette période. De même, cette mesure de l'inégalité du revenu a fléchi, tombant de 0,37 à 0,34 p. 100 chez les ménages dont le chef était une personne âgée (55 ans et plus).

Les familles agricoles ayant à leur tête un membre de la génération du babyboom (âgé de 41 à 54 ans) ont connu une moins bonne amélioration de l'inégalité de revenu (exprimée par la baisse du coefficient de Gini de 0,38 en 1985 à 0,36 en 1995). Les autres mesures de l'inégalité confirment cette évolution pour les divers groupes d'âge.

À titre de comparaison toutefois, la distribution et l'inégalité de revenu de toutes les familles non agricoles ayant à leur tête une personne âgée de moins de 41 ans se sont légèrement accentuées de 1985 à 1995, à en juger par le coefficient de Gini qui est passé de 0,32 à 0,33, et par l'écart entre les déciles du haut et du bas de l'échelle qui s'est légèrement élargi. Pour les ménages non agricoles ayant à leur tête un babyboomer (de 41 à 54 ans), les coefficients de Gini ont accusé une augmentation plus marquée, passant de 0,30 à 0,33 au cours de la période considérée, ce qui reflète une détérioration de la répartition du revenu. Seuls les ménages non agricoles âgés ont connu une amélioration, quoique modeste, de l'inégalité de revenu (baisse de 0,34 à 0,33).

## 6.2. Inégalité de revenu selon le type d'exploitation agricole

Dans la présente partie, nous examinons l'inégalité de revenu chez les familles associées à six types d'exploitations agricoles (bovins laitiers, bovins à viande, porcs, volailles et œufs, pommes de terre, céréales et oléagineux) qui occupent une large place dans la production agricole du Canada. De 1991 à 1994, près de 40 p. 100 des familles agricoles canadiennes produisaient des céréales et des oléagineux, environ 30 p. 100 des bovins à viande, entre 13 p. 100 et 14 p. 100 du lait, environ 4 p. 100 des porcs, environ 1 p. 100 des volailles et des œufs, et 1 p. 100 des pommes de terre.

Le tableau 14 présente le revenu moyen de la famille agricole et les mesures de l'inégalité par type d'exploitation sur une période de cinq ans allant de 1991 à 1995. Contrairement aux données sur le revenu agricole dont il a été question plus haut, les données du tableau 14 sont tirées du projet Base de données complètes sur les exploitations agricoles. Il y a des différences importantes entre la méthodologie et les définitions des données de ces deux sources. En effet, les données de l'Enquête sur les finances des consommateurs portent sur toutes les familles agricoles dont un membre déclare un certain revenu agricole net. Quant aux données de la Base de données complètes, elles portent uniquement sur les familles déclarant un revenu agricole brut de 10 000 \$ ou plus en ce qui concerne les exploitations non constituées en société, et de 25 000 \$ ou plus en ce qui a trait aux exploitations constituées en société.

En outre, le revenu agricole net déclaré, tiré de l'Enquête sur les finances des consommateurs, est le revenu après amortissement, tandis que les données présentées ci-après, qui sont tirées de la Base de données complètes sur les exploitations agricoles, se rapportent au revenu agricole avant amortissement. L'amortissement peut ne pas être un facteur important et ne représenter qu'une faible part du revenu familial total pour les familles vivant sur une petite exploitation; par contre, dans les grandes exploitations, l'importance de l'amortissement croît avec la valeur des actifs immobilisés. La répartition du revenu par décile sera par conséquent bien différente puisque le revenu familial après amortissement des actifs agricoles sera moins élevé pour les familles se situant en haut de l'échelle des revenus.

Néanmoins, quand on examine la répartition du revenu par type d'exploitation, on discerne un début d'explication sur les raisons de l'inégalité de revenu chez les familles agricoles pendant la période allant de 1991 à 1995.

**Tableau 14 : Revenu moyen de la famille agricole et coefficient de Gini selon le type d'exploitation agricole, de 1991 à 1995**

Type d'exploitation agricole	1991	1992	1993	1994	1995
Tous types confondus					
Revenu moyen (\$)	26 206	26 601	27 659	28 762	30 500
Coefficient de Gini	0,401	0,379	0,386	0,385	0,397
Produits laitiers					
Revenu moyen (\$)	25 354	25 912	26 010	27 102	28 625
Coefficient de Gini	0,339	0,340	0,345	0,328	0,335
Bovins					
Revenu moyen (\$)	24 141	24 846	25 858	25 583	26 321
Coefficient de Gini	0,458	0,413	0,439	0,443	0,460
Porcs					
Revenu moyen (\$)	19 877	21 743	21 829	20 276	21 895
Coefficient de Gini	0,422	0,393	0,389	0,434	0,432
Volailles et œufs					
Revenu moyen (\$)	32 949	30 356	31 704	31 434	29 735
Coefficient de Gini	0,372	0,372	0,369	0,374	0,377
Pommes de terre					
Revenu moyen (\$)	27 441	27 745	29 569	35 392	32 264
Coefficient de Gini	0,434	0,405	0,398	0,385	0,367
Céréales et oléagineux					
Revenu moyen (\$)	28 096	28 587	30 362	32 876	34 810
Coefficient de Gini	0,369	0,344	0,344	0,341	0,352

Source : Base de données complètes sur les exploitations agricoles, Statistique Canada.

Les familles associées à trois de ces six types d'exploitation (volailles et œufs, pommes de terre, céréales et oléagineux) avaient constamment un revenu moyen supérieur à la moyenne de tous les types d'exploitations sauf en 1995, année durant laquelle le revenu moyen des producteurs de volailles et d'œufs a été légèrement inférieur. Dans les secteurs du lait, des bovins à viande et des porcs, le revenu familial moyen était moins élevé que la moyenne. Par contre, on note que pendant la période considérée, les niveaux les plus élevés d'inégalité de revenu touchaient les éleveurs de bovins et de porcs, chez qui l'indice d'inégalité était constamment supérieur à la moyenne de toutes les familles agricoles. Il en allait tout autrement pour les exploitations produisant du lait et des céréales et oléagineux, où l'inégalité de revenu était la plus basse. Bien que les exploitations avicoles (volailles et œufs) aient affiché le plus haut revenu moyen par famille, l'inégalité de revenu associée à ces productions était

faible comparée à ce qu'elle était pour l'ensemble du secteur agricole. En ce qui concerne les producteurs de pommes de terre, le niveau d'inégalité de revenu était relativement élevé de 1991 à 1993, mais il a considérablement diminué en 1994 et 1995.

Ahearn, Perry et El-Osta (1993) ont examiné le revenu des agriculteurs des États-Unis et ont conclu que les ménages associés à de petites exploitations avaient un coefficient de Gini plus faible que les autres groupes classés en fonction de la taille de l'exploitation. Cette inégalité de revenu plus faible tiendrait, selon ces auteurs, à ce que les petites exploitations ont en général une gamme plus restreinte de possibilités de revenu. En outre, l'inégalité de revenu de source agricole était le principal facteur de l'inégalité de revenu parmi les ménages agricoles. À mesure que l'exploitation prend de l'importance, le coefficient de Gini augmente. Il se peut que la même situation existe au Canada, mais le calcul des coefficients de Gini en fonction de la taille de l'exploitation dépasse le cadre du présent rapport.

Pendant la période 1991–1995, l'inégalité de revenu parmi les familles agricoles a peu évolué. Les familles associées à deux types de production (bovins à viande et porcs) avaient des indices d'inégalité constamment et sensiblement supérieurs à la moyenne pour tous les types de production agricole. L'écart observé entre les divers types d'exploitations pourrait s'expliquer en partie par les différences affectant la structure de production agricole et par le recours plus ou moins systématique à une source de revenu non agricole de la part des familles ayant des types d'exploitations différents. C'est toutefois un aspect de l'analyse qui déborde du cadre du présent rapport et qui pourrait faire l'objet d'une autre recherche.

### 6.3. Inégalité de revenu selon la province

Il serait utile de mesurer le degré de l'inégalité de revenu agricole à l'échelle provinciale durant la période 1991–1995. Il serait particulièrement intéressant de savoir si le degré d'inégalité a évolué pendant cette période et si l'évolution s'est faite dans le même sens que pour l'ensemble des autres secteurs de la province; à partir de comparaisons interprovinciales, on pourrait aussi voir dans quelle mesure l'inégalité touche une province plus ou moins qu'une autre.

Le tableau 15 montre des écarts considérables entre les provinces pour ce qui est de l'inégalité de revenu des familles agricoles pendant la période 1991–1995. En Colombie-Britannique, au Manitoba et en Nouvelle-Écosse, elle a augmenté chaque année de 1993 à 1995. L'Alberta a également enregistré une croissance de l'inégalité, bien que celle-ci soit restée au même niveau en 1993 et 1994. En ce qui concerne les familles agricoles de l'Ontario, l'écart entre les revenus a diminué entre 1991 et 1994, mais il s'est accru un peu en 1995. À l'Île-du-Prince-Édouard et en Saskatchewan, l'inégalité a connu une fluctuation considérable : en Saskatchewan, elle a diminué entre 1991 et 1993, puis elle s'est accrue de 1994 à 1995; à l'Île-du-Prince-Édouard, elle a baissé en 1992, s'est accrue en 1993, a diminué en 1994, puis s'est accrue de nouveau en 1995. Le Nouveau-Brunswick et le Québec ont connu pratiquement les mêmes variations que l'Île-du-Prince-Édouard.

Des neuf provinces à l'étude, la Colombie-Britannique et l'Alberta ont toujours affiché les plus hauts niveaux d'inégalité de revenu chez les familles agricoles pendant la période 1991 à 1995, les coefficients de Gini se situant chaque année très loin au-dessus de la moyenne nationale de revenu des familles agricoles. En ce qui concerne les autres provinces, les comparaisons entre les coefficients de Gini sont ambiguës en ce sens qu'il n'y a pas de continuité claire dans le classement des provinces les unes par rapport aux autres. Par exemple,

chaque année de 1991 à 1995, le rang occupé par le Manitoba a varié, passant du troisième au septième rang, avec un coefficient de Gini inférieur au niveau national. En Ontario, l'indice d'inégalité de revenu a valu à cette province un rang relativement élevé (variant du quatrième au septième) parmi les provinces, mais son niveau d'inégalité de revenu était inférieur à la moyenne nationale chaque année, sauf en 1992 où il a été légèrement supérieur.

La Saskatchewan a connu en 1993 le plus faible niveau d'inégalité de revenu des familles agricoles et elle s'est classée au troisième rang des provinces ayant le plus faible niveau d'inégalité en 1992, 1994 et 1995; pour chaque année de la période considérée, son coefficient de Gini a été inférieur au niveau national. En outre, le Québec a affiché le plus faible niveau d'inégalité de revenu des familles agricoles en 1991, 1994 et 1995; en 1992 et en 1993, il s'est classé quatrième et deuxième respectivement. Dans les provinces de l'Atlantique (Nouvelle-Écosse, Île-du-Prince-Édouard et Nouveau-Brunswick), l'indice d'inégalité de revenu a subi des variations considérables, mais ce ne sont pas ces provinces qui ont eu le plus haut niveau d'inégalité de revenu, constatation qui va à l'encontre des résultats de Finnie (1998).

**Tableau 15 : Coefficients de Gini par province, familles agricoles,<sup>a</sup> de 1991 à 1995**

Provinces <sup>b</sup>	1991	1992	1993	1994	1995
Île-du-Prince-Édouard	0,386	0,372	0,394	0,343	0,383
Nouvelle-Écosse	0,368	0,321	0,361	0,387	0,389
Nouveau-Brunswick	0,402	0,345	0,415	0,382	0,351
Québec	0,346	0,353	0,357	0,340	0,333
Ontario	0,397	0,383	0,373	0,372	0,389
Manitoba	0,373	0,363	0,368	0,376	0,394
Saskatchewan	0,378	0,347	0,343	0,348	0,352
Alberta	0,435	0,386	0,428	0,428	0,441
Colombie-Britannique	0,464	0,437	0,451	0,460	0,469
CANADA	0,401	0,379	0,386	0,385	0,397

a. Les coefficients de Gini sont fondés sur le revenu des familles agricoles.

b. La province de Terre-Neuve ne figure pas dans le tableau à cause de la petite taille de son échantillon de familles agricoles.

Source : Base de données complètes sur les exploitations agricoles.

Il ressort clairement de ces données que dans toutes les provinces, l'inégalité de revenu persiste parmi les familles agricoles. L'inégalité est la plus prononcée en Alberta et en Colombie-Britannique où les coefficients de Gini sont nettement supérieurs au niveau national, agricole et non agricole. Dans les autres provinces, c'est au Nouveau-Brunswick que le niveau d'inégalité de revenu des familles agricoles a été le plus élevé en 1991 et 1993; l'Ontario a dépassé le niveau national en 1992, ce qui a également été le cas de l'Île-du-Prince-Édouard en 1993 et de la Nouvelle-Écosse en 1994. En ce qui concerne l'ensemble des

provinces, les données de Finnie montrent que l'inégalité des gains a été moins grande que l'inégalité de revenu des familles agricoles en 1991, mais qu'elle a été plus élevée les années suivantes.

Les différences que l'on observe entre les provinces dans l'inégalité de revenu des familles agricoles pourraient peut-être s'expliquer en partie par la concentration inégale des divers types d'exploitations agricoles dans les provinces ainsi que par l'accès à un emploi extra-agricole qui, dans bien des cas, dépend de l'importance de l'urbanisation. Par exemple, l'élevage est concentré dans toutes les provinces et entre pour une part importante dans la composition du revenu de tous les agriculteurs. La production laitière est concentrée au Québec et en Ontario, les pommes de terre à l'Île-du-Prince-Édouard, au Manitoba et au Nouveau-Brunswick, les céréales et les oléagineux dans les provinces des Prairies et en Ontario, et les œufs et les volailles principalement en Ontario et au Québec. Grosso modo, presque toutes les provinces produisent les cultures et les animaux mentionnés ci-dessus, mais à des degrés divers de concentration. Il est difficile de parler isolément de l'importance du rôle joué par la part de revenu tirée des productions végétales et animales dans les différents degrés d'inégalité de revenu agricole selon les provinces.

L'inégalité de revenu qui caractérise le secteur des productions animales a pu contribuer au niveau relativement élevé d'inégalité de revenu agricole existant en Alberta et, dans une moindre mesure, en Colombie-Britannique, mais il convient de signaler que les activités extra-agricoles constituaient une source de revenu plus importante pour les familles de la Colombie-Britannique (plus de 80 p. 100), de l'Alberta (plus de 70 p. 100), de l'Ontario (plus de 70 p. 100) et de Terre-Neuve (plus de 70 p. 100). Ce type de revenus tenait une place moins importante pour les familles agricoles du Québec, de l'Île-du-Prince-Édouard et du Manitoba. On pourrait conclure que l'inégalité du revenu agricole entre les provinces s'explique en grande partie par des différences de revenu extra-agricole et, dans une moindre mesure, par la concentration des divers types d'exploitation, mais il est bien évident qu'une telle affirmation se fonderait sur une observation superficielle des données. L'inégalité de revenu des familles agricoles selon les provinces pourrait être attribuable à d'autres facteurs tels que l'âge et le sexe. Un complément de recherche est donc nécessaire pour déterminer quels sont les facteurs qui influencent les niveaux d'inégalité de revenu agricole d'une province à l'autre.

---

## Partie 7 : Conséquences sur le plan des politiques

Il est raisonnable de supposer que l'aide publique à l'agriculture, en particulier l'aide prenant la forme de dépenses de programmes et de transferts, a contribué à réduire l'écart qui caractérisait l'inégalité des revenus des familles agricoles et des familles non agricoles.

Les gouvernements ont maintes fois révisé leurs politiques agricoles au fil des années. L'appui provenant du gouvernement fédéral était important pendant les années 1980, mais il a nettement diminué depuis 1991. Pour la seule année 1986, cette aide totalisait 2,5 milliards de dollars en prestations directes aux producteurs agricoles ainsi qu'en programmes de soutien du revenu et de stabilisation des prix, d'assurance-récolte, de mesures spéciales et de réduction des coûts, d'aide financière et d'aide à l'entreposage et au transport. En 1995, elle n'était plus que de 1,1 milliard de dollars. Comme les dépenses de programmes sont incluses dans le revenu agricole, le fléchissement du niveau d'aide s'est sans aucun doute répercuté sur les familles agricoles en général.

Le gouvernement fédéral a réussi à instaurer une plus grande discipline sur le marché agricole à la faveur des engagements qu'il a pris sur la scène internationale devant l'Organisation mondiale du commerce. Mais la conjoncture internationale favorise une réduction de l'appui à l'agriculture. Dans certains cas, cette réduction pourrait occasionner des difficultés aux familles agricoles dont les avoirs sont relativement modestes et dont les productions agricoles sont la principale source de revenu. Par ailleurs, étant donné que les producteurs n'ont pas d'autre choix que de s'adapter aux règles du marché, on pourrait assister à une augmentation de l'efficacité qui se traduira par une progression des revenus.

La politique fiscale est un autre aspect important. Comme outil de changement de fond, elle pourrait être employée pour améliorer ou pénaliser le revenu des familles agricoles par son incidence directe sur les revenus agricoles. Les réductions d'impôts entraînent normalement une augmentation des revenus agricoles, et les augmentations d'impôts ont normalement l'effet contraire, toutes choses étant égales par ailleurs.

Le programme qui contribue peut-être le plus à réduire l'inégalité de revenu chez les familles agricoles est celui des transferts sociaux de l'État, par exemple le Régime de pensions du Canada (RPC) ou le Régime des rentes du Québec (RRQ) et la sécurité de la vieillesse. Quelque 90 p. 100 des familles agricoles ont touché une forme ou une autre de transfert social

en 1995, ce qui met en relief leur dépendance à l'égard de cette forme de soutien. Toute modification de la politique touchant les transferts sociaux de l'État devra prendre en compte l'incidence possible sur les familles agricoles.

Plus de 68 p. 100 des familles agricoles rurales touchent des revenus d'un emploi ou d'une activité extra-agricole. L'emploi ou le travail extérieur constitue pour la famille agricole une source importante de revenu lui permettant d'accroître son capital et de réduire sa vulnérabilité face aux fluctuations importantes des prix des denrées agricoles et du revenu agricole net. C'est également un important moyen d'accroissement de l'éducation et donc du revenu d'emploi total. À long terme, l'amélioration de l'accès aux programmes d'éducation et de formation devrait réduire l'inégalité en permettant aux personnes travaillant sur l'exploitation et en dehors d'obtenir une meilleure rémunération.



---

## Partie 8 : Résumé

Selon les auteurs qui en ont traité, l'inégalité du revenu est un élément important du contexte social canadien et américain, la demande croissante d'une main-d'œuvre qualifiée constituant un facteur essentiel aux États-Unis. Ce sont des facteurs de nature institutionnelle et liés à l'offre qui ont contribué à l'inégalité du revenu dans les deux pays. Au Canada, les jeunes travailleurs masculins ont été les plus touchés, alors que le revenu des femmes et des hommes plus âgés s'est quelque peu amélioré.

Le présent document révèle que l'inégalité du revenu touche autant les familles agricoles que non agricoles. Traditionnellement, l'inégalité du revenu était plus marquée dans les familles agricoles que non agricoles, mais l'écart entre les deux groupes s'est considérablement rétréci au cours de la période qui va de 1985 à 1995. Ce rétrécissement tient en grande partie au fait que le bien-être des familles agricoles s'est amélioré au cours de cette période, contrairement à celui des familles non agricoles. La question de la polarisation du revenu revêt peu d'intérêt dans le cas de ces deux groupes, même si elle s'est légèrement accentuée pour les familles non agricoles. Du point de vue historique, l'inégalité du revenu des familles agricoles telle que mesurée par le coefficient de Gini a chuté brutalement depuis 1971, passant de plus de 0,46 cette année-là à 0,34 en 1995. Il est vrai que le tableau pourrait être différent si l'on analysait les plus récentes données sur l'évolution des marchés mondiaux des produits et du revenu agricole. Mais la présente discussion porte uniquement sur la période 1985-1995.

Cette étude montre que l'inégalité de la répartition du revenu a moins touché l'ensemble des familles agricoles en 1995 qu'en 1985 et que l'écart dans l'inégalité de revenu entre les familles agricoles et non agricoles s'est considérablement rétréci. L'indice de polarisation de Foster-Wolfson, qui mesure la notion de « classe moyenne en voie de disparition », révèle que le nombre de familles agricoles à tous les échelons de répartition de revenu (supérieur, médian, inférieur) n'a pas changé. Cependant, le nombre des familles non agricoles dans la fourchette médiane a baissé au cours de la période à l'étude. Ces résultats corroborent les constatations des précédentes études canadiennes sur l'inégalité de revenu. Historiquement, les coefficients de Gini qui remontent à 1971 indiquent également une amélioration constante (fléchissement) de l'inégalité de revenu des familles agricoles.

Le revenu moyen des familles agricoles rurales était généralement inférieur à celui des familles urbaines. Cependant, l'écart entre les deux s'est sensiblement réduit et n'était plus que d'environ 7 p. 100. Dans certaines régions du pays, les familles agricoles rurales ont déclaré un revenu supérieur à celui des familles non agricoles rurales; ce fut le cas dans les

provinces de l'Atlantique entre 1985 et 1991, et en 1993, ainsi qu'en Ontario et dans les Prairies en 1995; au Québec et en Colombie-Britannique, elles ont toutefois déclaré un revenu inférieur à celui de leurs homologues non agricoles rurales.

On a constaté des niveaux d'inégalité de revenu beaucoup plus élevés dans certains types d'exploitation (particulièrement les élevages de bovins à viande et de porcs et les producteurs de pommes de terre), et moins élevés dans d'autres (fermes laitières, producteurs de céréales et d'oléagineux). Cette différence s'explique peut-être par la structure de ces fermes et par l'accès des agriculteurs et de leurs familles à des revenus extra-agricoles. Cependant il faudra poursuivre les recherches pour cerner les liens qui existent entre l'inégalité du revenu des familles agricoles et d'autres variables.

À l'échelon régional, les plus hauts niveaux d'inégalité des familles agricoles s'observent en Colombie-Britannique et en Alberta, et les plus bas au Québec et au Manitoba. Les différences observées s'expliquent en grande partie par la concentration de certains types d'exploitation dans certaines provinces (p. ex. il y a davantage d'élevages de bovins à viande en Alberta). Il faudra également mener d'autres recherches à ce sujet pour cerner les liens existants.

L'âge et le sexe sont des facteurs déterminants de l'inégalité de revenu dans la population en général; ils sont cependant moins importants dans le secteur agricole. En examinant les ménages selon l'âge de leur chef, on constate que tous les ménages agricoles ont connu une amélioration au chapitre de la répartition et de l'inégalité du revenu, les groupes les plus jeunes (moins de 41 ans) ayant obtenu les meilleurs résultats, suivis par le groupe des 55 ans et plus. L'écart entre les parts de revenu qui reviennent aux déciles inférieur et supérieur des jeunes ménages agricoles est passé de 1 et 28 p. 100 en 1985 à 2 et 27 p. 100 en 1995. Pendant cette période, les coefficients de Gini ont aussi baissé pour ce groupe d'âge et pour les ménages dont le chef avait 55 ans et plus. Les familles dont le chef est un « babyboomer » (41 à 54 ans) ont connu une moins grande amélioration en ce qui a trait à l'inégalité du revenu (selon le coefficient de Gini, elle a chuté de 0,38 à 0,36). D'autres mesures d'inégalité de revenu confirment ces tendances pour les différents groupes d'âge.

En conclusion, le document révèle que si l'inégalité du revenu est une condition qui touche à la fois les familles agricoles et non agricoles, les familles agricoles ont, de façon générale, réduit en grande partie l'écart qui les séparait de leurs vis-à-vis non agricoles, à tel point qu'il est difficilement perceptible. Il y a bien des différences selon la région et le sexe qui sous-tendent l'effet différentiel de l'inégalité du revenu, mais il est difficile d'en cerner les causes. Il faudra mener d'autres études pour déterminer les liens qui existent entre l'inégalité du revenu agricole et les facteurs (revenu extra-agricole, type et structure de l'exploitation agricole, actif de l'agriculteur) qui agiraient sur l'ampleur de l'écart touchant l'inégalité du revenu entre les familles agricoles et non agricoles canadiennes à l'échelle nationale et régionale.

---

## Bibliographie

- AGRICULTURE ET AGROALIMENTAIRE CANADA. « Source of Farm Family Income for Safety Net Analysis », Ottawa (Ontario), 1997.
- AHEARN, M., Janet PERRY et Hisham EL-OSTA. « The Economic Well-Being of Farm Operator Households », Washington (D.C.), United States Department of Agriculture, 1993.
- ATKINSON, A.B. « On the Measurement of Inequality », *Journal of Economic Theory* 2, 1970, p. 231-236.
- BEACH, C.M., G.A. SLOTSVE et François VAILLANCOURT. « Inequality and Polarization of Earnings in Canada, 1981 to 1992 », présenté dans le cadre de la Conférence inaugurale du Réseau canadien international du travail, du 4 au 7 septembre 1996, Burlington (Ontario), 1996.
- BEACH, C.M. et G.A. SLOTSVE. « Polarization of Earnings in the Canadian Labour Market », publié sous la direction de T. Courchene, *Stabilization, Growth and Distribution: Linkages in the Knowledge Era*, Kingston (Ontario), 1994, Queen's University, John Deutsch Institute for the Study of Economic Policy.
- BERMAN, E., J. BOUND et Z. GRILICHES. « Changes in the Demand for Skilled Labour Within U.S. Manufacturing: Evidence from the Annual Survey of Manufacturers », *Quarterly Journal of Economics* 109, mai 1994, p. 367-398.
- BOLLMAN, R.D. « Off-Farm Work by Operators of Canadian Census-Farms—1971 », *Canadian Farm Economics* 8, 6, 1973, p. 1-5.
- BOLLMAN, R.D. et P. SMITH. « Fonctions nouvelles du revenu hors ferme au Canada », compte rendu de la Conférence des perspectives agricoles canadiennes, décembre 1987, Ottawa (Ontario), 1987.
- BOUND, J. et G. JOHNSON. « Changes in the Structure of Wages in the 1980s: An Evaluation of Alternative Explanations », *American Economic Review* 82, 1992, p. 371-392.
- BOURGOGNE, D. « Inégalité des revenus des ménages agricoles, ruraux et urbains pour 1981 et 1990 », *Bulletin d'analyse agricole* no 42, Ottawa (Ontario), Agriculture et Agroalimentaire Canada, 1992.

- CONSEIL ÉCONOMIQUE DU CANADA. « Tertiariation et polarisation de l'emploi », Ottawa (Ontario), Approvisionnement et Services Canada, 1991.
- DARCOVICH, W., J. GELLNER et D. LEUNG. « Revenus des familles agricoles en 1975 », Agriculture Canada, Ottawa (Ontario), mai 1979.
- DARCOVICH, W. et M. MOUELHI. « Revenus d'exploitation et d'appoint des familles agricoles, 1973 », Agriculture Canada, Ottawa (Ontario), juin 1976.
- DAVEY, B.H., Z.A. HASSAN et W.F. LU. « Revenus agricoles et non agricoles des familles agricoles au Canada, 1971 », Agriculture Canada, Ottawa (Ontario), octobre 1974.
- DAVIES, J.B. « Wealth Inequality and Age », London (Ontario), Department of Economics, University of Western Ontario, 1996.
- DROLET, M. et René MORISSETTE. « Travailler plus? Travailler moins? Que préfèrent les travailleurs canadiens? », Direction des études analytiques, Statistique Canada, Ottawa (Ontario), 1997, Documents de recherche no 104.
- ECONOMIC REPORT OF THE PRESIDENT. « Inequality and Economic Rewards », Washington (D.C.), 1997, p. 163-187.
- « Equality and Prosperity: Finding Common Ground », publié sous la direction de Robson, W.B.P. et William Scarth. Toronto (Ontario), Institut C.D. Howe, 1996.
- FIARCHUK, R., Y. BEAULIEU, S. WOOD et D. BOLTON. « Un profil de l'emploi dans le secteur agroalimentaire », Ottawa (Ontario), Agriculture et Agroalimentaire Canada, 1997, n° 1-97.
- FINNIE, R. « Stasis and Change: Trends in Individuals' Earnings and Inequality in Canada 1982-92 », Canadian Business Economics, automne 1997, p. 84-106.
- FINNIE, R. « Différences entre les provinces sur le plan de l'inégalité des grains de 1982 à 1994 », Observateur économique canadien, février 1998, 3.1-3.12.
- FOOT, D. Entre le boom et l'écho, Montréal (Québec), Boréal, c1996, 1996.
- JENKINS, G. « The Measurement of Income Inequality », publié sous la direction de Lars Osberg, Economic Inequality and Poverty: International Perspectives, Armonk (NY), M.E. Sharpe, 1991.
- JUHN, C., K.M. MURPHY et B. PIERCE. « Wage Inequality and the Rise in Returns of Skill », Journal of Political Economy 101, 3, 1993, p. 410-442,
- KAKWANI, N.C. « Applications of Lorenz Curves in Economic Analysis », Econometrica 45, 3, avril 1977, p. 719-727.
- KATZ, L.F. et K.M. MURPHY. « Changes in Relative Wages, 1963-87: Supply and Demand Factors », Quarterly Journal of Economics 107, 1, 1992, p. 35-78.
- LEVY, F. et R.J. MURNANE. « U.S. Earnings Levels and Earnings Inequality: A Review of Recent Trends and Proposed Explanations », Journal of Economic Literature 30, septembre 1992, p. 1333-1381.

- MISHRA, A.K. et B. GOODWIN. « Farm Income Variability and the Supply of Off-Farm Labour », *American Journal of Agricultural Economics* 79, 3, août 1997, p. 880-887.
- MORISSETTE, R., J. MYLES et G. PICOT. « L'inégalité des gains au Canada: le point sur la situation », Documents de recherche no 60, Ottawa (Ontario), Statistique Canada, Direction des études analytiques, 1993.
- MURPHY, K.M., et F. WELCH. « Inequality and Relative Wages », *American Economic Review* 83, 2, 1993, p. 104-110.
- O'NEIL, D. « Education and Income Growth: Implications for Cross-Country Inequality », *Journal of Political Economy* 103, 6, 1995, p. 1289-1301.
- PICOT, G. « The Changing Economic Positions of Young Families and Children: The Impact of Declining Earnings, the Transfer System, and Changing Demographics », présenté dans le cadre de la Conférence sur la croissance économique et l'inégalité, les 17 et 18 mars, Sudbury (Ontario), Université Laurentienne, 1995.
- PICOT, G. « Working Time, Wages and Earnings Inequality Among Men and Women in Canada, 1981 to 1993 », présenté dans le cadre de la Conférence inaugurale du Réseau canadien international du travail, du 4 au 7 septembre, Burlington (Ontario), 1996.
- PICOT, G. « What Is Happening to Earnings Inequality in Canada in the 1990s? », *Canadian Business Economics*, automne 1997, p. 65-83.
- PORTEOUS, W.L. « Outlook for Canadian Farm Income Levels », présenté dans le cadre de la Conférence des perspectives de l'agriculture canadienne, Ottawa (Ontario), Agriculture Canada, 1974.
- RIDDELL, C.W. « Human Capital Formation in Canada: Recent Developments and Policy Responses », publié sous la direction de K.G. Banting et C.M. Beach, *Labour Market Polarization and Social Policy Reform*, Kingston (Ontario), 1995, Université Queen, School of Policy Studies.
- SHAW, P. « Canadian Farm and Non-Farm Family Incomes », *American Journal of Agricultural Economics* 61, 4, p. 676-682.
- STATISTIQUE CANADA. « Répartition du revenu au Canada selon la taille du revenu », Ottawa (Ontario), Statistique Canada, 1996, n° 13-207-XPB au catalogue.
- STIGLER, G. *La théorie des prix*, Paris, Dunod, c.1976, 1980.
- VERA-TOSCANO, E. « The Determinants of Women Labour Market Participation in Rural Areas of Canada: Evidence from the Survey of Labour and Income Dynamics (SLID) », présenté dans le cadre de la Conférence économique les 23 et 24 mars 1999, « Probing the New Economic Realities », Statistique Canada, Ontario, 1999.
- WOLFSON, M. et B. MURPHY. « Une nouvelle perspective des tendances de l'inégalité des revenus au Canada et aux États-Unis », Direction des études analytiques, Ottawa (Ontario), Statistique Canada, 1997.

WOLFSON, M.C. « Mesures d'inégalité divergentes: théorie, résultats empiriques et recommandations », Direction des études analytiques, Ottawa (Ontario), Statistique Canada, 1997.

ZYBLOCK, M. « Inégalité et bipolarisation des revenus des particuliers : une étude des tendances de sous-groupes de population au Canada, 1981 à 1993 », Ottawa (Ontario), Statistique Canada , novembre 1996.

ZYBLOCK, M. et Iain TYRELL. « Decomposing Family Income Inequality in Canada, 1981-1993 », *Canadian Business Economics*, automne 1997, p. 108-119.

---

## Glossaire

**Chef de famille :** Dans les familles époux-épouse, on considère que le chef est l'époux. Dans les familles monoparentales (FM), c'est le parent sans enfant(s) marié(s) qui est le chef et, dans le cas des FM avec enfants mariés, ce titre appartient au membre qui est la principale source de soutien familial. Dans les FM où les liens entre membres sont autres qu'époux-épouse ou parent-enfant, c'est l'aîné(e) de la famille que l'on considère comme le chef.

**Famille agricole :** Famille économique ayant déclaré un certain revenu agricole net (positif ou négatif) au cours de l'année.

**Famille économique :** Groupe de personnes qui habitent le même logement et qui sont apparentées par le sang, le mariage (y compris le concubinage) ou l'adoption. La famille économique englobe les familles époux-épouse et les familles monoparentales, y compris les fils ou les filles mariés, mais non les personnes seules. Les familles économiques se rattachent au concept d'unité de dépense; dans le recensement, on définit la famille de façon plus restrictive.

**Famille monoparentale :** Famille dont le chef est un parent seul et où les enfants sont apparentés par le sang, le mariage ou l'adoption.

**Famille rurale :** Famille économique résidant dans une région où la population est inférieure à 1 000 habitants (petites villes ou villages) et où la densité démographique est de moins de 400 personnes par kilomètre carré.

**Famille urbaine :** Famille économique qui habite une petite ou une grande ville dont la population dépasse 1 000 habitants ou une région où la densité démographique est supérieure à 400 personnes par kilomètre carré.

**Inégalité de revenu :** De façon générale, dans le cadre des études sur l'inégalité de revenu, on cherche à déterminer si la part de revenu que touchent les travailleurs au bas et au sommet de l'échelle de revenu a changé.

**Polarisation :** Opération par laquelle on détermine si le nombre de travailleurs présents dans diverses composantes de l'échelle a changé. La polarisation s'accroîtra si la proportion de travailleurs se situant au bas ou au sommet de l'échelle augmente et si celle des travailleurs se situant au milieu de l'échelle diminue.

**Région rurale :** Dans le cadre de l'Enquête sur les finances des consommateurs, où les données sur le revenu sont recueillies en fonction de la taille de la région de résidence, on entend par région rurale une région où la population est inférieure à 1 000 habitants (petites villes ou villages) et où la densité démographique ne dépasse pas 400 personnes par kilomètre carré d'après les frontières géographiques définies par le Recensement de 1996 et les chiffres de population calculés en 1995 sur la foi du Recensement de 1991.

**Revenu agricole net :** Sur la foi de l'Enquête sur les finances des consommateurs, le revenu agricole net équivaut aux recettes brutes d'exploitation (y compris les indemnités directes des programmes agricoles) moins les dépenses d'exploitation brutes après amortissement telles qu'elles sont déclarées par les agriculteurs exploitant leur propre ferme ou louant une ferme de façon individuelle ou collective (société de personnes). Le revenu en nature en est exclu.

**Revenu total :** Englobe le revenu tiré de sept sources :

- *Revenu agricole net* – (voir définition ci-dessus).
- *Traitements et salaires* – traitements et salaires bruts avant retenue, notamment, de l'impôt sur le revenu et des cotisations de l'assurance-emploi et des régimes de pension. Le revenu en nature en est exclu.
- *Revenu net tiré d'un travail autonome* – revenu brut moins dépenses inhérentes à un travail autonome effectué seul ou de façon collective dans une entreprise non constituée; englobe le revenu provenant de locataires ou de pensionnaires. Dans le cas des familles agricoles, le revenu agricole net est exclu du revenu tiré d'un travail autonome, sauf indication contraire.
- *Revenu de placement* – intérêt obligataire, dividendes, intérêt hypothécaire, loyers nets, revenu d'une succession, intérêt bancaire et autres revenus de placement y compris l'intérêt sur les soldes du Compte de stabilisation du revenu net (CSRN).
- *Transferts sociaux de l'État* – ensemble des prestations de bien-être social émanant des Trésors fédéral, provincial et municipal telles que la sécurité de la vieillesse, le supplément de revenu garanti, l'allocation au conjoint, les prestations du Régime de pensions du Canada (RPC) ou du Régime des rentes du Québec (RRQ), les prestations d'assurance-emploi, l'indemnisation des accidentés du travail, les indemnités de formation, les prestations pour anciens combattants, l'aide sociale, les pensions aux aveugles et aux handicapés, les crédits d'impôt remboursables, les crédits pour taxe sur les produits et services et les prestations fiscales pour enfants.
- *Pensions* – pensions et rentes de retraite.
- *Divers autres revenus* – bourses, pensions alimentaires et autres sources de revenu non précisées et non incluses dans les catégories ci-dessus.



**Seuil de faible revenu (SFR) :** Seuil calculé par Statistique Canada à partir des dépenses familiales moyennes consacrées à l'alimentation, au logement et à l'habillement et exprimé en pourcentage du revenu avant impôt. Statistique Canada établit des SFR pour l'année de référence dans le cas des familles qui consacrent à leurs besoins fondamentaux 20 p. 100 de plus de leur revenu que la moyenne canadienne. Les SFR sont ensuite rajustés tous les ans en fonction de l'indice des prix à la consommation. En se fondant sur les données de dépenses de 1992, Statistique Canada a calculé que les SFR s'établissaient à 54,7 p. 100 du revenu. Il y a deux facteurs qui différencient les SFR : la taille de la région de résidence (milieu rural ou milieu urbain) et la taille de la famille. Par exemple, en 1995, le SFR était de 31 753 \$ pour une famille de quatre membres habitant une région urbaine de 500 000 habitants ou plus.

**Type d'exploitation agricole :** Selon la classification employée par Statistique Canada, ensemble des exploitations dans lequel au moins 51 p. 100 des recettes provenant du marché (vente de produits agricoles) résultent de la vente d'un produit particulier. Par exemple, une exploitation laitière est un type d'exploitation qui vend des produits laitiers.



---

## Annexe : Mesures de l'inégalité

Il existe de nombreuses façons de mesurer l'inégalité. Dans cette annexe, nous traiterons des mesures employées dans la présente étude et de certaines de leurs caractéristiques. L'étude concerne seulement les mesures compatibles avec l'inégalité de Lorenz. Chacune des mesures est sensible à des changements quelque peu différents dans la forme de la distribution des gains.

Le coefficient de Gini et les autres mesures de l'inégalité permettent d'analyser si « les riches s'enrichissent ou si les pauvres s'appauvrissent ». Ces mesures ne permettent pas de déterminer s'il y a davantage de riches ou de pauvres ou si le nombre de membres de la classe moyenne diminue ou augmente. Pour répondre à des questions de ce genre, il faut disposer de mesures de la polarisation qui décrivent les changements dans la distribution des personnes entre des niveaux de gains relatifs fixes.

### Mesure de l'inégalité sensible dans la partie centrale

#### Coefficient de Gini

$$GINI = \sum_i W_i (y_i / \mu)$$

et

$$W_i = p_i \left[ \sum_{i=1}^j (2p_j - p_i - 1) \right]$$

où  $W_i$  = pondération associée à la proportion de la population dans le  $i^{\text{ème}}$  groupe

$p_i$  = proportion de la population dans le  $i^{\text{ème}}$  groupe de revenu

$y_i$  = revenu moyen dans ce groupe

$\mu$  = revenu moyen global

Le coefficient de Gini découle de la courbe de Lorenz; il est défini comme étant la superficie entre la courbe de Lorenz et la droite diagonale, divisée par la superficie totale du triangle. Le coefficient de Gini a donc une valeur comprise entre 0 et 1, et une valeur de 0 signifie que tous les membres de la population ont les mêmes gains. Cette valeur correspond au cas où la courbe de Lorenz suit la diagonale. Un coefficient de Gini dont la valeur est de 1 signifie qu'une personne possède tout le revenu et que la courbe de Lorenz suit l'axe horizontal.

La principale critique que l'on peut faire en ce qui concerne le coefficient de Gini est qu'il accorde une importance égale à des écarts absolus égaux dans le revenu, même si l'un de ces écarts est calculé entre deux groupes à faible revenu et l'autre entre deux groupes à revenu élevé. Zyblock (1996) a déterminé que « ...pour qu'un changement dans le coefficient de Gini soit considéré comme statistiquement significatif et attribuable à des facteurs autres que la variabilité d'échantillonnage, sa valeur absolue doit être supérieure ou égale à 0,008. » (p. 20, traduction.)

## Mesure de l'inégalité sensible dans la partie supérieure

### Coefficient de variation

$$CV = \left[ \sum p_i (y_i - \mu)^2 \right]^{1/2} / \mu$$

Le coefficient de variation donne l'écart-type exprimé en pourcentage de la moyenne. Cette mesure est indépendante de l'échelle de la variable aléatoire. Ce coefficient est utile quand on veut savoir si une distribution est relativement plus variable qu'une autre. Plus la valeur du coefficient est élevée, plus le degré d'inégalité est élevé. Le coefficient de variation et le coefficient de Gini tendent à donner une classification semblable du degré d'inégalité de la distribution du revenu mais, en termes absolus, ces deux mesures ne sont pas comparables. La principale faiblesse du coefficient de variation est qu'il est influencé par la valeur de la moyenne.

## Mesures de l'inégalité sensibles dans la partie inférieure

### Indice d'entropie de Theil

$$TE = \sum (y_i / \mu) \ln(y_i / \mu)$$

### Indice de Theil-Bernoulli

$$TB = -\sum p_i \ln(y_i / \mu)$$

### Indice exponentiel

$$EXP = \sum p_i \exp(-y_i / \mu)$$

où  $\ln$  = logarithme naturel  
 $P_i$  = proportion de la population dans le  $i^{\text{ème}}$  groupe de revenu  
 $y_i$  = revenu moyen dans ce groupe  
 $\mu$  = revenu moyen global

Il peut arriver que les mesures de l'inégalité sensibles dans la partie supérieure évoluent dans la direction opposée aux mesures de l'inégalité sensibles dans la partie inférieure.

## Mesures de la polarisation

### Indice de polarisation de Foster-Wolfson

$$FWP = 2 \cdot [2 \cdot (0.50 - PROPORTION50 - GINI)] \cdot (médiane/moyenne)$$

où PROPORTION50 = proportion des gains des individus qui se situent dans la moitié inférieure de la distribution

Si tout le monde a les mêmes gains, l'indice de polarisation de Foster-Wolfson sera égal à 0 et, à l'autre extrême, quand l'indice est égal à 1, on a une population parfaitement polarisée divisée en deux moitiés égales, chacune ayant l'une des deux valeurs possibles pour les gains, soit le minimum ou le maximum. L'indice mesure la dispersion de la médiane et la bi-modalité de la distribution. Pour qu'un changement dans l'indice de polarisation de Foster-Wolfson soit statistiquement significatif au niveau de cinq pour cent, sa valeur absolue doit être supérieure ou égale à 0,015 (Zyblock, 1996).

