

## Document de recherche

Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural

# Variabilité du revenu agricole et diversification hors ferme dans l'agriculture canadienne

par Simon Jetté-Nantel, David Freshwater, Martin Beaulieu, et Ani Katchova

Division de l'agriculture, Immeuble Jean Talon, 12<sup>e</sup> étage,  
170 promenade Tunney's Pasture  
Ottawa (Ontario) K1A 0T6

Téléphone : 1-800-465-1991



Statistique  
Canada

Statistics  
Canada

Canada

Statistique Canada  
Division de l'agriculture

Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural

# Variabilité du revenu agricole et diversification hors ferme dans l'agriculture canadienne

Novembre 2011

N° 21-601-M au catalogue – N° 93

ISSN 1707-0376

ISBN 978-1-100-98308-0

Périodicité : hors série

Ottawa

This publication is available in English upon request (catalogue no. 21-601-M – N° 93).

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada.

© Ministre de l'Industrie, 2011

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication électronique peut être reproduit en tout ou en partie, et par quelque moyen que ce soit, sans autre permission de Statistique Canada, sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue d'en préparer un résumé destiné aux journaux et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, année de publication, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire le contenu de la présente publication, ou de l'emmagasiner dans un système d'extraction, ou de le transmettre sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division de la gestion de l'information, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

## Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

## Normes de services à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site [www.statcan.gc.ca](http://www.statcan.gc.ca) sous « À propos de nous » > « Notre organisme » > « Offrir des services aux Canadiens ».

### Signes conventionnels

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

.	indisponible pour toute période de référence
..	indisponible pour une période de référence précise
...	n'ayant pas lieu de figurer
0	zéro absolu ou valeur arrondie à zéro
0 <sup>s</sup>	valeur arrondie à 0 (zéro) là où il y a une distinction importante entre le zéro absolu et la valeur arrondie
p	préliminaire
r	révisé
x	confidentiel en vertu des dispositions de la <i>Loi sur la statistique</i>
A	excellent
B	très bon
C	bon
D	acceptable
E	à utiliser avec prudence
F	trop peu fiable pour être publié

## Variabilité du revenu agricole et diversification hors ferme dans l'agriculture canadienne

Simon Jetté-Nantel,  
David Freshwater,  
Martin Beaulieu,  
Ani Katchova

### Résumé :

Pour la majorité des familles et des exploitants agricoles des pays de l'OCDE, les activités professionnelles hors ferme ou non agricoles sont devenues une source de revenu considérable et un facteur déterminant important de leur bien-être. Dans cette étude, nous examinons l'utilisation de l'emploi hors ferme par les exploitants agricoles comme outil pour réduire la variabilité de leur revenu total. Nous avons élaboré un modèle en deux parties pour estimer les répercussions du risque afférent au revenu agricole sur la décision de participer au marché du travail hors ferme et sur le niveau du revenu d'un emploi hors ferme. Pour cette étude, nous avons utilisé des données longitudinales au niveau des exploitants agricoles recueillies de 2001 à 2006 pour quelque 31 305 fermiers canadiens. Nous avons établi que la variabilité du revenu agricole brut du marché exerce un effet positif sur la probabilité de travailler hors ferme et sur le niveau du revenu d'un emploi hors ferme, en particulier pour les exploitants de grandes fermes commerciales. Cette capacité d'un nombre considérable d'exploitants de grande ferme d'accroître leur capacité de composer grâce au revenu d'un emploi hors ferme nous porte à penser qu'il existe des interactions considérables entre le revenu hors ferme et les politiques de stabilisation du revenu agricole. Par conséquent, l'orientation des politiques agricoles sur la gestion des risques et la stabilisation du revenu renforce les liens entre les politiques rurales et agricoles. Il semble en particulier que les politiques conçues pour faciliter l'accès au travail hors ferme ou pour améliorer les possibilités hors ferme, notamment les programmes de développement rural, pourraient concourir à la réalisation de certains objectifs qui sous-tendent les programmes de stabilisation du revenu agricole. Ces résultats corroborent le besoin de politiques rurales et agricoles cohérentes et renforcent l'argument en faveur de politiques axées sur la dimension locale qui améliorent les possibilités de l'ensemble des résidents d'une communauté contre celles propres à un secteur particulier.

### Introduction

Le revenu hors ferme<sup>1</sup> est devenu un déterminant important du bien-être de nombreux exploitants et familles agricoles dans tous les pays de l'OCDE. Au Canada, de 2002 à 2006, la part du revenu total des exploitants agricoles ayant des fermes non constituées en société (déclarant 10 000 \$ ou plus de revenu du marché) de provenant de sources hors ferme a grimpé de 55 % à 62 % (Statistique Canada, 2009). On a également observé des tendances semblables aux États-Unis (Mishra et Holthausen, 2002; Mishra et Goodwin, 1997) et en Europe (OCDE, 2006; Benjamin et Kimhi, 2006; Hennessy et Rehman, 2008).

L'importance croissante que revêt le revenu hors ferme pour déterminer le bien-être des ménages agricoles comporte des incidences considérables pour les politiques agricoles. Gardner (1992, 2005) a fait valoir que le revenu hors ferme a contribué à amener le revenu des ménages agricoles à un niveau comparable à celui des ménages non agricoles et a concouru à la diminution des risques associés au revenu agricole à l'échelle du secteur. Lorsqu'on a moins besoin de se préoccuper des niveaux de revenu, on débouche sur une réorientation du raisonnement stratégique sur la variabilité du revenu agricole. Cependant, lorsqu'on réduit la variabilité du revenu total, le revenu hors ferme peut également avoir des incidences importantes dans le cadre de ce nouveau raisonnement stratégique.

Bien que le revenu hors ferme ne réduise pas le risque afférent au revenu agricole proprement dit, il peut améliorer la capacité de composer des familles et des exploitants agricoles qui sont confrontés au risque afférent au revenu agricole quand on l'utilise pour diversifier un portefeuille de revenu. En outre, si les

---

1. Le revenu hors ferme désigne le revenu gagné (salaires, traitements et les revenus nets d'un travail indépendant non agricole), les revenus de placements, les revenus de pensions, les transferts sociaux et les revenus de REER.

exploitants et les familles agricoles sont en mesure de diversifier leurs ressources dans des secteurs non agricoles, il semble sensé qu'ils prennent leurs décisions en se fondant sur un portefeuille de sources de revenus comprenant des sources agricoles et hors ferme, plutôt que de se concentrer uniquement sur le revenu agricole. Dans ce cas, les décisions en matière de production agricole et le bien-être du ménage sont assujettis au niveau et à la variabilité du revenu total et non au revenu agricole uniquement. Dans ce cas, il est probable que l'effet exercé par le revenu hors ferme influe sur le raisonnement en matière de politique publique et interagisse avec les outils stratégiques pour déterminer le bien-être du ménage agricole et les incitatifs à la production.

Le besoin, l'efficacité et l'effet d'une politique de gestion des risques sont liés à la disponibilité de mécanismes de gestion des risques privés (OCDE, 2009). Il est notoire qu'une politique destinée à stabiliser le revenu agricole interagira probablement avec les mécanismes de gestion des risques privés et les évincera éventuellement. À plus long terme, ceci pourrait réduire la capacité de la collectivité agricole de faire face en toute autonomie à l'incertitude du marché. De ce fait, la mesure dans laquelle le portefeuille de revenu des agriculteurs s'étend à l'extérieur du secteur agricole ainsi que la capacité d'atténuation des risques du revenu hors ferme influenceront probablement sur la capacité des politiques agricoles d'influencer soit le bien-être des agriculteurs soit leurs décisions en matière de production.

Les interactions entre le revenu hors ferme et les politiques de stabilisation du revenu agricole dépendent en partie des objectifs stratégiques ainsi que des caractéristiques des familles et des exploitants agricoles auxquels la diversification hors ferme est accessible. Dans la mesure où les politiques de stabilisation du revenu agricole se concentrent sur l'agriculture commerciale<sup>2</sup>, qui par défaut attribue une part des paiements de programmes relativement plus importante aux grandes fermes, les liens entre le revenu hors ferme et ces politiques seront plus fortement tributaires de l'accessibilité du travail hors ferme pour les exploitants et les familles de grandes fermes. La sagesse traditionnelle porterait à penser que les grandes fermes sont confrontées à d'importantes contraintes sur le plan du travail agricole qui empêcheraient les exploitants de tirer pleinement parti des possibilités hors ferme. Cependant, ces exploitants peuvent tirer parti des salariés embauchés à la ferme pour gagner en flexibilité et diversifier leur propre travail hors ferme. Ils peuvent également avoir un accès plus facile au capital, ce qui leur permet de développer des entreprises non agricoles. Dans le cadre de cette enquête, nous examinons la capacité des exploitants de grandes fermes à gérer les risques grâce à la diversification hors ferme.

Les propriétés du revenu hors ferme comme outil de gestion des risques peuvent également avoir des conséquences pour les politiques rurales. Dans de nombreux pays de l'OCDE, la perte d'importance du rôle que joue le secteur agricole primaire dans les économies rurales a fait naître des préoccupations « sur l'efficacité des politiques agricoles (...) qui constituent l'élément essentiel des politiques publiques concernant les régions rurales » (OCDE, 2006, p. 44), ce qui attise l'intérêt pour les politiques de développement rural intégrées et axées sur la dimension locale. Dans ce contexte, la capacité du revenu hors ferme à régler les problèmes qui se posent en matière de risque afférent au revenu agricole, qui sont au cœur des politiques agricoles de la plupart des pays de l'OCDE, intensifierait les interactions entre les politiques de développement rural et les politiques agricoles, ce qui donnerait à penser que les politiques rurales comporteraient des avantages supplémentaires pour le secteur agricole.

Nous enquêtons sur la preuve empirique de la diversification du portefeuille hors ferme par les agriculteurs. L'objectif de notre étude consiste à apporter une contribution à la connaissance et à la compréhension des changements structurels du revenu de ferme et hors ferme qui se sont produits récemment dans le secteur agricole et de leurs retombées éventuelles pour les politiques rurales et agricoles. Pour atteindre cet objectif, nous utilisons un cadre théorique pour déterminer par déduction les conséquences qu'aura la diversification du portefeuille hors ferme par les agriculteurs. Nous utilisons ensuite l'information émanant de ce cadre théorique pour préciser un modèle économétrique en deux parties qui permet d'estimer, dans un premier temps, l'effet qu'exerce le risque afférent au revenu agricole sur la décision de travailler hors ferme et, dans un deuxième temps, l'effet sur le niveau du revenu hors ferme. Nous donnons également de l'information sur les exploitations agricoles et les caractéristiques des exploitants qui semblent être davantage en mesure de tirer parti du revenu d'un emploi hors ferme pour gérer le risque afférent au revenu agricole. Nous accordons

---

2. Dans le présent document, agriculture commerciale désigne la population agricole pour laquelle le revenu agricole représente une part importante de son revenu total.

une attention particulière aux différences globales entre les exploitants de fermes de toutes les tailles et de tous les types.

Dans les sections suivantes, nous présentons une revue de la littérature, un exposé sur le cadre théorique, suivi d'une description du modèle et des variables empiriques et un examen des résultats et des incidences éventuelles.

## Revue de littérature

### *Déterminants du revenu hors ferme*

L'abondante littérature sur l'offre de travail hors ferme et le revenu hors ferme révèle bien des choses sur les agriculteurs qui sont les plus susceptibles d'enregistrer un revenu hors ferme. Cette littérature décrit la relation entre les caractéristiques des fermes (p. ex., type, taille, structure organisationnelle), les agriculteurs (p. ex., âge, éducation, taille de la famille) et la répartition du travail hors ferme. Sur le plan des caractéristiques des agriculteurs, la littérature laisse entendre que l'âge aurait une relation en U inversé avec la probabilité du travail hors ferme; les études supérieures accroîtraient la probabilité de travailler hors ferme; et l'expérience de l'agriculture réduirait la probabilité du travail hors ferme (Furtan, Van Kooten et Thompson, 1985; Mishra et Goodwin, 1997; Howard et Swidinsky, 2000; Alasia et coll., 2007; El-Osta, Mishra et Morehart, 2008).

Pour ce qui est des caractéristiques de la ferme, les producteurs laitiers et, dans une moindre mesure, les éleveurs de porc et les maraîchers seraient désignés comme étant les moins susceptibles de travailler hors ferme, tandis que l'inverse s'avèrait pour les producteurs de céréales et d'oléagineux (Howard et Swidinsky, 2000; Alasia et coll., 2007). La plupart des études signalent également que, comme on pouvait s'y attendre, la taille de la ferme exercerait un effet négatif sur la probabilité de travailler hors ferme des exploitants. Ce résultat semble le même peu importe l'indicateur utilisé pour mesurer la taille de la ferme (p. ex., ventes brutes, capital agricole, superficie) (Mishra et Goodwin, 1997; Mishra et Holthausen, 2002; Howard et Swidinsky, 2000; Alasia et coll., 2007; El-Osta, Mishra et Morehart, 2008).

L'effet de l'emplacement de la ferme et des caractéristiques régionales aurait également été étudié dans de récentes études. Les résultats ne sont cependant pas aussi solides et sont parfois inattendus. L'intuition porterait à penser que la densité démographique comporte un lien positif avec un marché du travail plus dynamique, accroissant ainsi la probabilité du travail hors ferme. Cependant, Howard et Swidinsky (2000) et Alasia et coll. (2007) apportent la preuve que la densité démographique est liée de façon négative à la probabilité de travailler hors ferme. De même, on a déterminé que la distance à la ville ou à la région métropolitaine est insignifiante ou exerce une influence positive sur la probabilité du travail hors ferme, ce qui est quelque peu contraire à l'intuition (Mishra et Goodwin, 1997; Alasia et coll., 2007; El-Osta, Mishra et Morehart, 2008). Howard et Swidinsky (2000) ont déterminé que la densité démographique augmenterait le nombre d'heures travaillées à l'extérieur de la ferme.

Les paiements de programmes gouvernementaux réduiraient la probabilité de travailler hors ferme (Mishra et Goodwin, 1997; Howard et Swidinsky, 2000). Dans la mesure où la plupart des paiements sont contracycliques et destinés à stabiliser le revenu agricole, la relation négative avec le revenu hors ferme pourrait indiquer que le revenu hors ferme est utilisé comme substitut pour les paiements de programme dans le cadre d'un effort visant à gérer le risque afférent au revenu agricole.

### *Risque afférent au revenu agricole et offre de travail hors ferme*

Alors que de nombreux auteurs renvoient au risque afférent au revenu agricole comme un facteur de motivation clé poussant les agriculteurs à travailler hors ferme, la littérature qui fournit une évaluation empirique de la relation existant entre le risque afférent au revenu agricole et la répartition du travail hors ferme est limitée. La disponibilité des données est probablement le principal facteur qui explique le nombre restreint d'études empiriques. Les données longitudinales au niveau de la ferme conviennent le mieux pour étudier le risque afférent au revenu agricole; cependant, de tels ensembles de données demeurent rares. En fait, en raison du manque de données au niveau de la ferme, la plupart des études ont dû se fier à des données agrégées, malgré les limitations qu'imposent les biais d'agrégation dans les mesures du risque (OCDE, 2009). L'étude de Mishra et Goodwin (1997) est la seule que nous avons trouvée qui utilise des données au niveau de la ferme. Qui plus est, leur étude est fondée sur un petit échantillon, ce qui réduit la confiance avec laquelle ces résultats peuvent être généralisés à l'ensemble de la population agricole.

Kyle (1993) était un des premiers à étudier l'effet qu'exerce le risque afférent au revenu agricole sur le revenu hors ferme. En utilisant des données au niveau de l'État de 1960 à 1986 et une régression linéaire standard, l'auteur a découvert que la part du revenu hors ferme exprimée comme proportion du revenu total augmentait pour les États américains ayant la variabilité relative du revenu agricole net supérieure. Ces premiers résultats ont été corroborés par le travail de Mishra et Holthausen (2002). Cette dernière étude utilisait des données au niveau du comté et un modèle logit pour estimer les effets des caractéristiques de la

ferme et de l'agriculteur, notamment l'âge, la taille de la ferme, le salaire hors ferme et la variabilité du revenu, sur la probabilité du travail hors ferme. Les résultats donnent à penser qu'une plus grande variabilité du revenu agricole serait associée à un revenu hors ferme plus élevé.

Mishra et Sandretto (2002) ont également examiné le rôle que joue le revenu hors ferme pour réduire la variabilité du revenu total du ménage agricole. Ils ont étudié l'évolution du revenu agricole agrégé et la variabilité du revenu agricole américains de 1967 à 1999. Ils ont utilisé les données agrégées au niveau national pour effectuer une analyse fondée sur la variance, la covariance des composantes du revenu dans le temps, comme le revenu agricole et le revenu hors ferme. Les auteurs ont conclu que le revenu hors ferme a joué un rôle important pour réduire la variabilité du revenu total.

En termes d'étude au niveau de la ferme, Mishra et Goodwin (1997) ont étudié les déterminants du revenu hors ferme pour 300 fermes du Kansas. Ils ont demandé aux agriculteurs et à leurs conjoints de déclarer dix années de revenu agricole et hors ferme (1981 à 1991) ainsi que divers facteurs démographiques (p. ex., éducation, expérience, distance à la ville et taille de la famille) et les caractéristiques de la ferme (p. ex., la taille fondée sur la superficie, niveau d'endettement, paiements de programme). Comme les fermes sans revenu hors ferme représentaient une part considérable de l'échantillon, un modèle Tobit a été utilisé pour aborder les problèmes de censure des données. Les résultats indiquent que lorsque la variabilité du revenu agricole augmente, la probabilité d'un revenu hors ferme serait plus forte. À notre connaissance, leur étude est la seule qui estime la relation entre le risque afférent au revenu agricole et le travail hors ferme en utilisant des données au niveau des exploitants.

Le modèle Tobit utilisé par Mishra et Goodwin (1997) présume implicitement que la variabilité du revenu agricole influencerait de la même façon sur la décision de travailler ou non hors ferme et sur le choix de la quantité de travail hors ferme. Cette hypothèse n'est peut-être pas appropriée. En fait, dans leur étude de l'offre de travail hors ferme, Howard et Swidinsky (2000) rejettent la spécification Tobit en faveur d'un modèle plus général en deux parties. Ils ont également découvert que diverses variables indépendantes, notamment l'âge, le revenu du conjoint et la densité de la population pourraient avoir des effets inverses sur la participation au marché du travail et le nombre d'heures fournies par les exploitants.

Dans la présente étude, nous tirons parti d'un ensemble de données fiscales longitudinales au niveau des exploitants agricoles élaboré par Statistique Canada et nous examinons les répercussions du risque afférent au revenu agricole comme facteur explicatif de la répartition du travail hors ferme des exploitants. Ce jeu de données nous permettent également d'examiner la solidité de cette relation pour les fermes de tous les types et tailles, ce que d'autres études antérieures n'ont pas examiné. Alors que le risque afférent au revenu agricole peut revêtir une plus grande importance pour les exploitants de grandes fermes, parce qu'il tend à représenter une proportion plus élevée de leur revenu total, ces exploitants sont également confrontés à de plus fortes contraintes de travail qui peuvent les empêcher de tirer parti des possibilités hors ferme. Nous abordons cette question dans l'étude en comparant les résultats pour quatre types de fermes différents, notamment les exploitants de fermes d'agrément et appartenant à un retraité et les exploitants de fermes commerciales de taille différente. Nous avons élaboré un modèle en deux parties pour nous attaquer aux problèmes de censure des données et évaluer la relation entre le risque afférent au revenu agricole et la décision de participer au marché du travail hors ferme ainsi que la quantité de travail fourni.



## Cadre théorique

Dans cette section, nous utilisons un modèle de décision de répartition du travail agricole en tenant compte de l'incertitude fondée sur la théorie de l'utilité standard attendue pour examiner les incidences qui découlent d'une décision d'allocation de travail qu'on prend en faisant fond uniquement sur le portefeuille de sources de revenus au lieu de se concentrer uniquement sur le revenu agricole. Selon Mishra et Goodwin (1997) et Mishra et Holthausen (2002), on présume que les agriculteurs ont une fonction d'utilité ( $U$ ) qui dépend du revenu ( $\pi$ ) et du loisir ( $l$ ) d'où l'on peut dériver la décision optimale en matière de répartition du travail en tenant compte de l'incertitude.

$$U = U(\pi, l)$$

La fonction d'utilité ( $U$ ) est définie par une fonction des revenus ( $\pi$ ) et du temps de loisir ( $l$ ).

La fonction du revenu est définie comme suit :

$$\begin{aligned}\pi &= F(H, X_o, X_f, \varepsilon_f) + G(\bar{F}, \varepsilon_g) + l + OFEI(L, R, X_o) \\ F(H, X_o, X_f, \varepsilon_f) &= \bar{F}(H, X_o, X_f)(1 + \varepsilon_f) \\ G(\bar{F}, \varepsilon_g) &= g\bar{F}(H, X_o, X_f)(1 + \varepsilon_g) \\ \begin{bmatrix} \varepsilon_f \\ \varepsilon_g \end{bmatrix} &: N \left( \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_f^2 & \rho\sigma_f\sigma_g \\ \rho\sigma_f\sigma_g & \sigma_g^2 \end{bmatrix} \right)\end{aligned}$$

Le revenu total ( $\pi$ ) est défini comme étant la somme du revenu agricole ( $F$ ) qui dépend de la main-œuvre agricole ( $H$ ), des caractéristiques de l'exploitant ( $X_o$ ) et des caractéristiques de la ferme ( $X_f$ ); des paiements de programmes gouvernementaux ( $G$ ) qui sont fonction du revenu agricole prévu ( $\bar{F}$ ); les revenus de placements ( $l$ ) et du revenu d'emploi hors-ferme (OFEI) lequel dépend de la main-œuvre non-agricole ( $L$ ), des caractéristiques socio-économiques régionales ( $R$ ), et des caractéristiques de l'exploitant ( $X_o$ ).

Le revenu agricole ( $F$ ) est déterminé par le travail affecté aux entreprises agricoles ( $H$ ) et les vecteurs des caractéristiques de la ferme ( $X_f$ ) et de l'exploitant ( $X_o$ ). On présume que le revenu agricole est stochastique avec un terme d'erreurs ( $\varepsilon_f$ ) qui tient compte des facteurs échappant au contrôle de l'exploitant agricole. Les paiements de programme gouvernementaux ( $G$ ) est une part constante ( $g$ ) du revenu agricole prévu ( $\bar{F}$ ) et a un terme d'erreurs ( $\varepsilon_g$ ). Les deux termes d'erreurs sont présumés suivre une distribution normale à deux variables dans laquelle le facteur de corrélation ( $\rho$ ) définit la relation stochastique entre  $F$  et  $G$ . Compte tenu de l'importance des politiques de stabilisation du revenu agricole, on s'attendrait à ce que le coefficient de corrélation ( $\rho$ ) soit négatif.

Le revenu hors ferme comprend le revenu de placements ( $l$ )<sup>3</sup> et le revenu d'un emploi hors ferme (OFI), qui dépend de l'offre de travail hors ferme ( $L$ ), un vecteur des caractéristiques de l'exploitant ( $X_o$ ) et un vecteur des facteurs socio-économiques régionaux ( $R$ ) qui influent sur le marché du travail régional. En général, on s'attendrait à ce que le revenu d'un emploi hors ferme soit considérablement plus stable et prévisible que le revenu agricole. Par conséquent, il est modélisé comme étant déterministe.

Si nous posons une fonction d'utilité à aversion absolue constante du risque (AACR), le problème peut être reformulé comme un problème d'optimisation de la variance moyenne dans lequel le facteur d'aversion pour le risque est  $\alpha$ .<sup>4</sup>

3. Dans l'analyse empirique qui suit, le revenu de placement inclut les pensions et les transferts sociaux tel que l'assurance emploi.

4. Il s'agit d'un résultat standard découlant des caractéristiques particulières de la fonction d'utilité AACR et de la normalité des termes d'écarts.



$$\max_{H,L} \pi^e(H, X_o, X_f, L, R) - \frac{\alpha}{2} V(\pi(H, X_o, X_f, L, R, \varepsilon_f, \varepsilon_g))$$

Où le revenu attendu est défini comme :

$$\pi^e(H, X_o, X_f, L, R) = (1 + g)\bar{F}(H, X_o, X_f) + I + OFEI(L, R, X_o)$$

Et la variance est :

$$V(\pi) = V(F) + V(G(\bar{F})) + 2Cov(F, G) = \bar{F}^2 \sigma_f^2 + \bar{F}^2 g^2 \sigma_g^2 + 2\rho \bar{F}^2 g \sigma_f \sigma_g$$

Si nous posons une affectation de temps aux loisirs fixe telle que le nombre total des heures passées à la ferme,  $H$ , et la quantité de temps passé à travailler hors ferme,  $L$ , totalisent une constante fixe  $T$  (c.-à-d.  $H = T - L$ ), nous pouvons optimiser le travail à la ferme ( $H$ ) et obtenir la condition de premier ordre suivante :

$$FOC \Rightarrow \bar{F}_H(1 + g) - \bar{F}_H \alpha (\bar{F} \sigma_f^2 + \bar{F} g^2 \sigma_g^2 + 2\bar{F} g \rho \sigma_f \sigma_g) = OFI_L$$

Cette équation est la condition de premier ordre (FOC) résultant de la maximisation de l'utilité par rapport à la main d'œuvre agricole ( $H$ ). Cette expression indique que, en condition d'équilibre, l'équivalent certain du retour sur la main-d'œuvre agricole est égal au salaire hors-ferme (OFI).

Cette condition énonce simplement que le rendement marginal à valeur d'équivalent certain par rapport au travail agricole devrait être égal au rendement du travail hors ferme déterministe.

La condition de deuxième ordre (SOC) est la suivante :

$$SOC = \bar{F}_{HH} ((1 + g) - \alpha \bar{F} (\sigma_f^2 + g^2 \sigma_g^2 + 2g\rho\sigma_f\sigma_g)) - \alpha \bar{F}_H^2 (\sigma_f^2 + g^2 \sigma_g^2 + 2g\rho\sigma_f\sigma_g) + OFI_{LL} < 0$$

À partir de là, on peut différencier la condition de premier ordre pour obtenir la relation implicite entre différents paramètres et les variables de la décision. Compte tenu de l'intérêt pour les effets qu'exerce la variabilité du revenu agricole sur la diversification hors ferme, la CPO est entièrement différenciée par rapport à la variabilité du revenu agricole et du travail agricole pour obtenir :

$$\frac{dH}{d\sigma_f^2} = -\frac{dL}{d\sigma_f^2} = \alpha \bar{F}_H \left( \frac{\bar{F} \sigma_f + \rho \bar{F} g \sigma_g}{\sigma_f SOC} \right) \begin{matrix} < \\ > \end{matrix} 0$$

Cette expression est ambiguë et serait positive compte tenu de la corrélation négative ( $\rho$ ) attendue entre le revenu agricole et les paiements gouvernementaux. Cependant, pour que la relation entre le travail agricole et la variabilité du revenu agricole soit positive, il faudrait que l'écart-type du revenu agricole ( $\bar{F} \sigma_f$ ) soit inférieur à l'écart-type des paiements gouvernementaux fois le coefficient de corrélation ( $\rho \bar{F} g \sigma_g$ ). Nos données donnent à penser que le coefficient de corrélation moyen se situe entre -0,17 et -0,33 (voir le tableau 3), et bien que le risque stratégique ait été pris en compte comme source considérable de risque dans certains cas, sa prédominance par rapport au risque afférent au revenu agricole brut du marché n'est pas réputée être une situation généralisée au sein de la population agricole. De ce fait, on s'attendrait en général que la variabilité du revenu agricole présente une relation négative avec le travail agricole. En présumant une contrainte de travail contraignante, elle laisse aussi supposer l'existence d'une relation positive avec l'offre de travail hors ferme. Ceci relâche l'hypothèse d'un faible lien entre le revenu agricole et le travail hors ferme puisque le loisir peut être converti en travail agricole. Ceci ne changerait pas le signe attendu.

Une seconde variable d'intérêt pour la relation entre le risque afférent au revenu agricole et la diversification hors ferme est le coefficient de corrélation ( $\rho$ ). Si l'on différencie la CPO, on donne à penser qu'il existe une relation négative entre le travail agricole et la corrélation entre le revenu agricole et les paiements gouvernementaux. Ceci énonce simplement que l'effet stabilisateur sur le revenu des paiements gouvernementaux stimule l'investissement de ressources dans les activités agricoles.

$$\frac{dH}{d\rho} = -\frac{dL}{d\rho} = \alpha \bar{F}_H \left( \frac{\bar{F}_g \sigma_g \sigma_f}{SOC} \right) < 0$$

## Modèle empirique

Pour mettre à l'épreuve certaines des incidences dérivées du cadre théorique présenté à la section précédente, nous avons élaboré un modèle empirique du revenu d'un emploi hors ferme. Nous avons plus particulièrement défini le revenu hors ferme comme une fonction de différents facteurs influant sur les décisions de combiner le travail à la ferme et hors ferme. Comme suite à la littérature antérieure, les variables explicatives comprennent les caractéristiques de la ferme et de l'exploitant agricole, les paiements gouvernementaux et les indicateurs socio-économiques régionaux. On tient également compte du risque afférent au revenu agricole, de la variabilité du revenu agricole et de la corrélation entre le revenu agricole et les paiements gouvernementaux.

$$OFI = f(\mathbf{x} = \{\sigma_f^2, \rho, g, X_o, X_f, R\})$$

Nous avons estimé le modèle empirique en utilisant un modèle en deux parties qui atténue certaines contraintes implicites dans un modèle Tobit utilisé dans la littérature précédente. Le modèle en deux parties nous permet d'estimer d'abord les répercussions du risque afférent au revenu agricole sur le choix de travailler hors ferme, puis d'évaluer les effets qu'exerce le risque afférent au revenu agricole sur l'importance du revenu d'un emploi hors ferme.

### Étape Un : Obstacle ou modèle de participation

La première étape du modèle en deux parties est un modèle probit qui a trait aux caractéristiques des exploitants et de la ferme ainsi qu'aux indicateurs économiques et démographiques régionaux pour le choix de travailler ou non hors ferme. Le modèle estime l'effet qu'exercent les variables indépendantes sur la probabilité de participer à un emploi hors ferme.

Pour préciser le modèle probit, nous définissons une variable latente  $z^*$  qui représente le bénéfice net réalisé sur le travail hors ferme et qui est évalué à  $L=0$ .

$$z^* = -FOC \Big|_{L=0} = \left[ OFEI_L - \bar{F}_H(1+g) - \bar{F}_H\alpha(\bar{F}\sigma_f^2 + \bar{F}g^2\sigma_g^2 + 2\bar{F}g\rho\sigma_f\sigma_g) \right]_{L=0}$$

Nous présumons que la variable inobservée se rapporte de façon linéaire à un ensemble de variables indépendantes  $\mathbf{x}$  et à un terme d'erreurs  $u$ .

$$z_i^* = \mathbf{x}_i'\boldsymbol{\gamma} + u_i$$

Comme les avantages d'un emploi hors ferme sont suffisamment élevés pour inciter à prendre un travail hors ferme, on constate que le revenu d'un emploi hors ferme est positif, en ces termes :

$$z = \begin{cases} 1 & \text{if } z^* > 0 \\ 0 & \text{if } z^* \leq 0 \end{cases}$$

$$P(z_i^* > 0 | \mathbf{x}) = P(z_i > 1 | \mathbf{x}) = P(u > \mathbf{x}'\boldsymbol{\gamma} | \mathbf{x}) = \Phi(\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\gamma})$$

Si nous présumons que le terme d'erreurs  $u$  suit une distribution normale,  $\Phi$  est la fonction de distribution normale cumulative.

Et la fonction de vraisemblance logarithmique est

$$L(\boldsymbol{\gamma})^* = \sum_{i=1}^N \left[ z_i \ln(\Phi(\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\gamma})) + (1 - z_i) \ln(1 - \Phi(\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\gamma})) \right]$$

*Étape deux : Modèle à niveau*

La seconde étape du modèle est une régression des moindres carrés qui relie les caractéristiques de la ferme et son emplacement ainsi que les indicateurs économiques et démographiques régionaux au logarithme du revenu hors ferme.

$$\ln(OFEI_i) = \mathbf{x}'_i \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_i, \quad E(\varepsilon_i | \mathbf{x}_i) = 0, \quad \forall i : \mathbf{z} = \mathbf{1}$$

L'ensemble de variables explicatives n'a pas besoin d'être le même dans les deux étapes du modèle, mais comme on manque à priori de raisons théoriques de rejeter une variable explicative de la seconde ou de la première étape, on conserve toutes les variables explicatives pour les deux étapes. Cependant, le modèle permet de faire varier les estimations des coefficients entre les étapes un et deux du modèle.

Nous avons choisi la forme structurelle log-linéaire en fonction de l'asymétrie de la répartition du revenu hors ferme. Pour corroborer ce choix, nous avons effectué des régressions de Box-Cox. Les régressions de Box-Cox sont exprimées comme suit :

$$\frac{OFEI^\theta - 1}{\theta} = \mathbf{x}' \boldsymbol{\beta} + \varepsilon, \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$$

Une estimation de  $\theta$  proche de 0 appuierait l'utilisation de la forme structurelle log-linéaire, tandis que  $\theta = 1$  étayerait l'utilisation d'un modèle de moindre carré ordinaire sans transformation de la variable dépendante.

## Choix des variables et description des données

Dans cette étude, nous utilisons les données longitudinales sur l'exploitant agricole élaborées par Statistique Canada au moyen des données de l'impôt sur le revenu des particuliers qui déclarent un revenu agricole brut et des personnes morales qui sont classées comme fermes<sup>5</sup>. La base de données contient des données longitudinales sur les exploitants agricoles pour plus de 38 000 exploitants agricoles du Canada pour les années 2001 à 2006, et a été conçue de façon à être représentative de la population d'exploitants agricoles canadiens de 2001. Dans cette étude, seuls les exploitants agricoles déclarant en moyenne 10 000 \$ ou plus de revenu agricole brut du marché sont pris en compte, ce qui laisse 31 305 exploitants agricoles dans l'échantillon. L'ensemble de données fournit des renseignements détaillés sur toutes les sources de revenus hors ferme ainsi que sur les revenus et les dépenses agricoles. L'information sur le type de production agricole (p. ex., laitière, céréalière, bovine) est également fournie dans l'ensemble de données, ainsi que l'emplacement géographique de chaque ferme (c.-à-d. division et subdivision de recensement de l'emplacement principal). Cette référence spatiale nous permet de compléter l'ensemble de données avec l'information socio-économique supplémentaire de la région géographique où l'exploitant réside à partir des données du Recensement de la population qui se déroule tous les cinq ans.

Pour examiner les différences éventuelles des tailles et types de fermes, l'échantillon d'exploitants de fermes non constituées en société a été réparti selon cinq types de ferme différents (voir le tableau 1). Les fermes non commerciales ont été divisées en deux groupes; une catégorie à faible revenu comprenait les exploitants agricoles enregistrant un revenu total inférieur à 25 000 \$ et un revenu agricole brut du marché inférieur à 50 000 \$. L'autre catégorie de fermes non commerciales appartient à la catégorie des fermes d'agrément/appartenant à un retraité, qui comprend les exploitants agricoles dont le revenu agricole brut du marché est inférieur à 50 000 \$ et dont le revenu hors ferme total est supérieur à 50 000 \$. Les exploitants des fermes commerciales sont divisés en trois groupes selon la taille de leurs fermes. La catégorie des petites et moyennes fermes comprend les exploitants agricoles qui déclarent en moyenne 100 000 \$ et moins de revenu agricole brut du marché. La catégorie des grandes fermes est constituée des exploitants agricoles qui déclarent un revenu agricole brut du marché entre 100 000 \$ et 500 000 \$, tandis que la catégorie des très grandes fermes rassemble les exploitants agricoles qui déclarent plus de 500 000 \$ de revenu agricole brut du marché.

**Tableau 1 Typologie des fermes des exploitants de fermes non constituées en société**

Non-commerciale	Agrément/Retraite	Inclut les fermes qui ont en moyenne un revenu annuel agricole brut du marché inférieure à 50 000\$, et un revenu annuel hors ferme de 50 000\$, tout en maintenant un revenu totale <sup>1</sup> supérieur à 25 000\$.
	Faible revenu	Inclut les fermes qui ont en moyenne un revenu totale inférieure à 25 000\$, et un revenu annuel agricole brut du marché inférieur à 50 000\$.
Commerciale	Petite et moyenne <sup>2</sup>	Fermes avec une moyenne annuelle de revenu agricole brut du marché inférieure à 100 000\$.
	Grande	Fermes avec une moyenne de revenu agricole brut du marché entre 100 000\$ et 500 000\$.
	Très grande	Fermes avec une moyenne annuelle de revenu agricole brut du marché supérieure à 500 000\$.

1. Le revenu total des exploitants inclut le revenu hors fermes de toutes sources et le revenu net d'exploitation comprenant les paiements de programmes.

2. Les petites et moyennes fermes sont classées comme commerciales si seulement elles sont exclues des catégories de fermes non-commerciales.

Note: Les critères sont évalués sur les moyennes de 2001 à 2006.

### *Revenu hors ferme au Canada de 2001 à 2006*

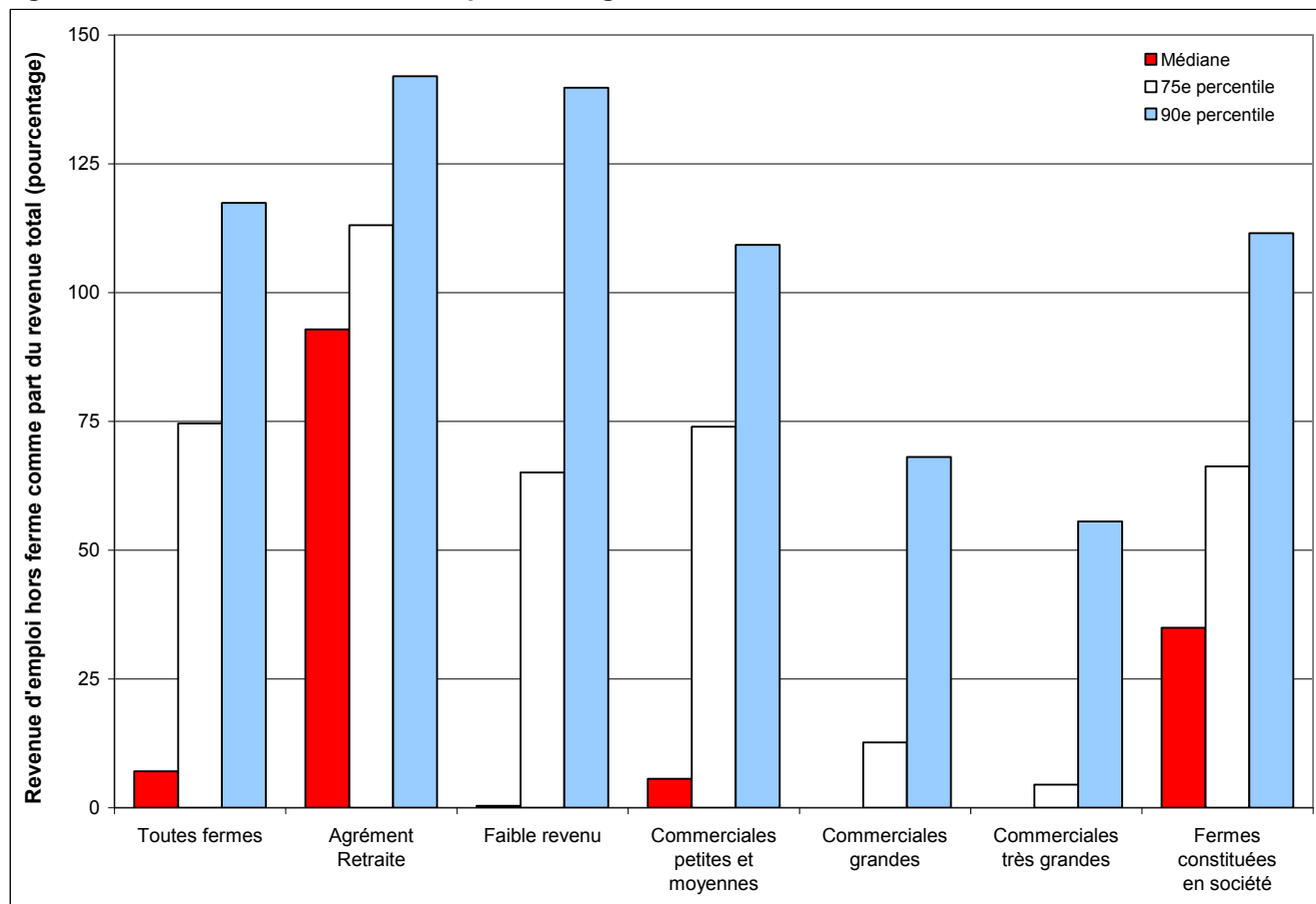
Les variables dépendantes utilisées dans le modèle empirique sont définies en fonction du revenu d'un emploi hors ferme de l'exploitant agricole dont on a calculé la moyenne sur la période de 2001 à 2006 (voir le tableau 2). Le revenu d'un emploi hors ferme désigne le revenu de salaires et traitements et le revenu provenant d'un revenu net d'un travail indépendant non agricole et exclut le revenu de placements ou de pension. Cette distinction permet de nous concentrer sur la capacité de l'exploitant agricole à diversifier la répartition de son travail sur des activités non agricoles. Ceci nous permet de délimiter les interactions éventuelles entre les politiques de stabilisation rurales et agricoles. Alors que l'investissement hors ferme

5. Les détails sur les sources de données et la méthodologie d'échantillonnage sont fournis dans Statistique Canada (2008).

peut également contribuer à la stabilisation du revenu, son lien avec la conjoncture économique et les politiques locales est bien plus faible, car l'on peut facilement investir dans des actions ou des biens à peu près n'importe où dans le monde. Cependant, les possibilités d'affecter du travail aux activités non agricoles sont probablement reliées plus étroitement à la conjoncture économique locale ou régionale.

La première étape du modèle empirique, le modèle probit, fait appel à une variable binaire qui prend la valeur de 1 si le revenu d'un emploi hors ferme de l'exploitant moyen est positif pendant la période de 2001 à 2006, et zéro dans l'autre cas. La figure 1 montre que presque 60 % des exploitants agricoles ont réalisé un revenu d'un emploi hors ferme sous forme de salaires ou de revenu d'un emploi autonome au cours de la période de 2001 à 2006. Pour les exploitants de fermes non constituées en société, les données indiquent que l'exploitation d'une petite ferme non constituée en société accroît la probabilité que l'exploitant gagne un revenu hors ferme, comparativement à ceux des grandes fermes, ce qui rend probablement compte des contraintes du travail agricole. Cependant, le pourcentage d'exploitants ayant un emploi hors ferme demeure supérieur à 40 % chez les exploitants des plus grandes fermes, ce qui nous porte à penser que certains exploitants peuvent combiner le travail hors ferme avec l'exploitation d'une grande ferme.

**Figure 1 – Revenu hors ferme des exploitants agricoles, Canada, de 2001 à 2006**



**Notes:**

Dans certains cas, le revenu hors ferme represent plus de 100 % du revenu totale en raison du revenu agricole qui est négatif.

Toutes les mesures incluent la déduction pour amortissement (DPA) declare par l'exploitant agricole dans la déclaration fiscale de revenu. La DPA est généralement considéré comme étant une mesure sur-évaluée de l'amortissement.

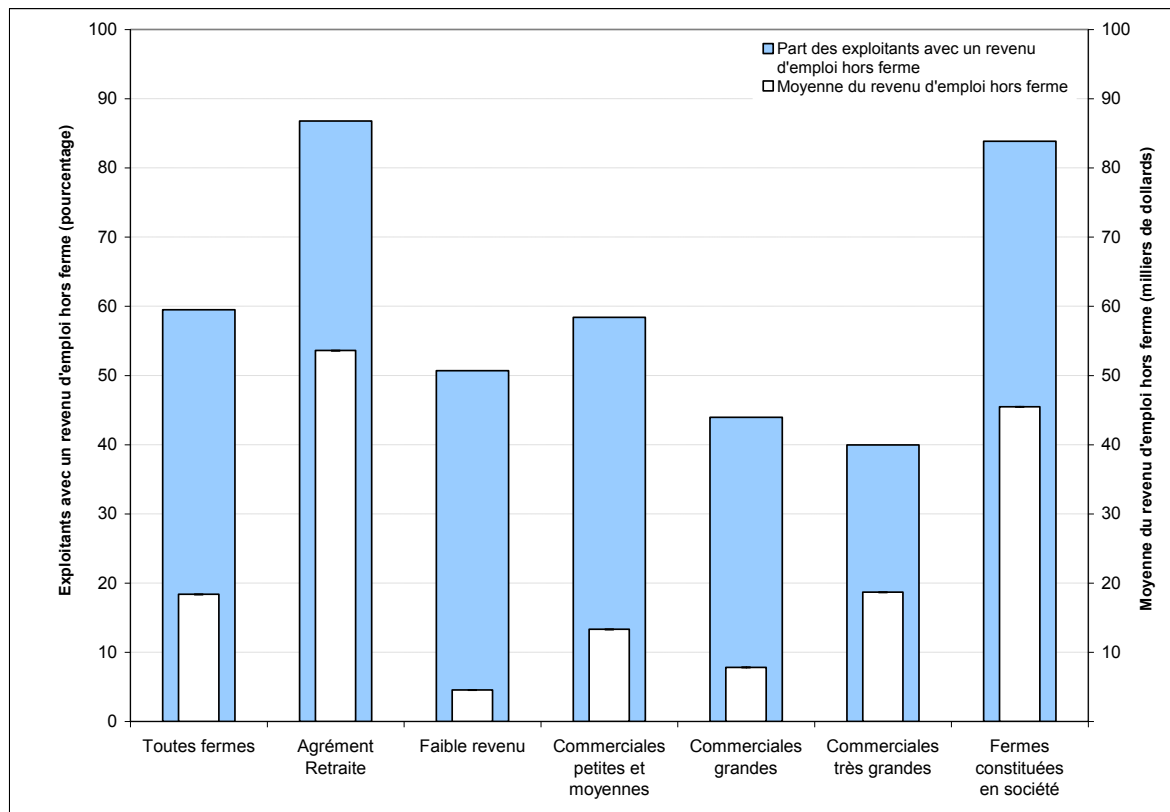
Source: Statistique Canada, Base de données longitudinales des exploitants agricoles.

Le revenu d'un emploi hors ferme est également élevée chez les exploitants de fermes constituées en société, à environ 80 %. Cette estimation est possiblement biaisée due à la capacité unique des exploitants de fermes constituées en société de transférer une partie du revenu agricole sous forme de salaire qu'ils

peuvent se verser à eux-mêmes (qui est inclut comme revenu hors ferme aux fins d'impôt) et pourrait contribuer à gonfler les statistiques du revenu hors ferme pour cette catégorie d'exploitations<sup>6</sup>. Il convient de noter que cette limitation des données ne s'applique pas aux fermes qui ne sont pas constituées en société et pour cette raison, les exploitants de fermes constituées en société et non constituées en société sont traités séparément dans cette étude.

Nous utilisons le revenu d'un emploi hors ferme moyen comme variable dépendante dans la deuxième partie du modèle économétrique. La figure 1 montre que les exploitants ont gagné en moyenne 18 371 \$ par an en salaires hors ferme et revenu d'emploi autonome. Une fois de plus, les exploitants de fermes d'agrément/fermes appartenant à un retraité comptent le plus fortement sur le revenu hors ferme, affichant en moyenne 53 611 \$ par an. La figure 1 montre également que les exploitants de très grandes fermes commerciales ont réalisé en moyenne 18 679 \$ par an de revenu d'un emploi hors ferme, ce qui est supérieur à celui de leurs homologues de fermes plus petites. Ceci étayerait davantage l'idée que le travail hors ferme est devenu une source de revenu considérable, même pour les exploitants de grandes fermes.

**Figure 2 – Revenu hors ferme exprimé comme part du revenu total de l'exploitant, Canada, de 2001 à 2006**



Source: Statistique Canada, Base de données longitudinales des exploitants agricoles.

La figure 2 peint un tableau plus détaillé de la répartition du revenu d'un emploi hors ferme parmi chaque type de ferme en montrant l'importance relative de ces sources. En premier lieu, les statistiques pour les fermes médianes indiquent que le revenu d'un emploi hors ferme représentait 7,1 % du revenu total des exploitants agricoles. Il représentait également 74,6 % du revenu total d'un exploitant agricole sur quatre (75<sup>e</sup> centile). Pour de nombreux exploitants de fermes non constituées en société et non commerciales et de petites et moyennes fermes commerciales, la part du revenu total provenant de salaires hors ferme et du revenu d'un emploi autonome non agricole est supérieure à 100 %, ce qui rend compte du fait que bon nombre d'entre eux sont confrontés à un revenu agricole net négatif. Parmi les exploitants de grandes

6. Il n'est pas possible à l'heure actuelle de déterminer si la source des salaires et traitements des exploitants proviennent de leur ferme constituée en société ou d'autre entreprise ou d'un revenu d'emploi hors ferme.



fermes non constituées en société, le revenu d'un emploi hors ferme représentait 4,5 % et plus du revenu total pour au moins 25 % de ces exploitants (75<sup>e</sup> centile), et il est la source principale (55,5 %) de revenu d'au moins un exploitant sur dix (90<sup>e</sup> centile). Dans l'ensemble, les données indiquent que le travail hors ferme revêt une importance économique pour les exploitants de la plupart des types et des tailles de fermes.

#### *Variables indépendantes*

Nous présentons les statistiques sommaires pour toutes les variables indépendantes au tableau A1 en annexe. Le risque afférent au revenu agricole est la variable indépendante clé de l'étude. L'aspect longitudinal de l'ensemble de données nous permet de définir différentes mesures du risque afférent au revenu agricole. Le coefficient de variation (CV) a été choisi comme substitut du risque afférent au revenu agricole, parce qu'une mesure normalisée de la variabilité permet d'établir des comparaisons pour les fermes de toutes tailles. Un choix naturel aurait consisté à utiliser le CV du revenu agricole. Cependant, comme l'échantillon contient un grand nombre d'observations comportant des revenus agricoles nets moyens négatifs, il n'est pas possible d'utiliser le CV comme mesure du risque afférent au revenu agricole pour l'ensemble de l'échantillon. Au lieu de cela, nous utilisons le CV du revenu agricole brut du marché. Nous prévoyons que la plupart des fluctuations du revenu seront imputables aux variations des revenus et, par conséquent, cette mesure devrait fournir un bon substitut pour le risque afférent au revenu net agricole. Les statistiques de l'échantillon indiquent que le revenu du marché est très instable, présentant un CV dans une fourchette de 26,0 % à 43,6 %. Cette mesure du risque diminue avec la taille de la ferme, et elle était la plus faible pour les fermes constituées en société. On peut en déduire que les exploitants des grandes fermes et celles qui sont constituées en société sont peut-être adoptés des mesures pour gérer le risque afférent au revenu agricole et/ou peuvent être en meilleure position de tirer parti de certains outils de gestion des risques pour stabiliser le revenu agricole brut du marché.

Les paiements de programme et leur effet stabilisant devraient également influencer sur le risque afférent au revenu agricole et sur la décision de travailler hors ferme. Les données sur les paiements de programme comprennent les paiements de programme provinciaux, les versements d'aide en cas de catastrophe, les revenus de l'assurance-récolte et les paiements du Programme canadien de stabilisation du revenu agricole. La corrélation entre les paiements de programme et le revenu agricole a été obtenue pour la période de 2001 à 2006. Comme nous le prévoyions, les paiements de programme présentent une corrélation négative avec le revenu agricole net. La relation négative est davantage prononcée pour les grandes exploitations commerciales, ce qui indique un effet stabilisant plus fort des paiements de programme pour ces exploitants.

Pour mesurer l'importance relative des paiements de programme pour chaque exploitant agricole, nous avons exprimé les paiements de programme moyens reçus au cours de la période de 2001 à 2006 comme pourcentage du revenu agricole brut total. Cette mesure relative nous permet de comparer plus facilement les fermes de toutes tailles. S'il faut en croire les résultats, les exploitants agricoles canadiens ont reçu en moyenne en paiements de programme un peu plus de 15,4 % de leur revenu agricole brut total. Les exploitants de très grandes fermes non constituées en société comptaient le moins sur les paiements de programme, en termes relatifs, car ils représentaient en moyenne 9,2 % du revenu agricole brut total. Cependant, ces exploitants ont également touché les paiements de programme les plus élevés avec une moyenne de 74 280 \$.

Le bénéfice net d'exploitation devrait également influencer sur le revenu hors ferme. On constate d'importantes différences du bénéfice net d'exploitation agricole chez les fermes de toutes tailles et de tous types. Les exploitants de fermes constituées en société ont réalisé en moyenne un bénéfice net d'exploitation agricole de 42 620 \$ contre 72 260 \$ de pertes moyennes subies par les très grandes fermes non constituées en société. Nous avons mesuré la taille de la ferme selon les revenus bruts du marché moyens au cours de la période de 2001 à 2006. La variation de la taille des fermes (mesurée par le CV du revenu brut du marché) au sein de la typologie de la ferme était particulièrement prononcée pour les grandes fermes non constituées en société et les fermes constituées en société.

Une autre variable clé qui influe sur la contrainte du travail agricole était le type de production agricole, fondé sur l'activité principale de la ferme. Les variables binaires incluses dans le modèle sont déterminées par la contribution de différentes activités au revenu agricole. Pour être classée dans un type de ferme donné, l'activité doit représenter plus de 50 % des revenus du marché. Les fermes les plus fortement représentées dans l'échantillon étaient celles qui se spécialisaient dans la production de céréales et de graines

oléagineuses (36,3 %) et de bovins de boucherie (29,9 %). Les fermes laitières représentaient 10,9 % des autres types de ferme, les autres cultures 6,7 % et chacun des autres types représentait 5 % et moins de l'échantillon.

La dernière caractéristique de la ferme introduite dans le modèle était la valeur régionale des terres agricoles. Cette variable a été incluse comme substitut pour la productivité de la ferme qui, selon le cadre théorique, peut influencer sur la valeur du travail agricole et la décision de travailler hors ferme. Dans la mesure où les valeurs foncières rendent compte du revenu foncier, elles devraient fournir un indicateur de la productivité de la ferme qui, quant à lui, peut fournir de l'information sur la productivité du travail agricole. La valeur des terres agricoles était définie pour chaque division de recensement au moyen de données émanant des transactions à l'égard de terres agricoles de 1996 à 2006, obtenues de Financement agricole Canada (FAC).

**Tableau 2 Statistiques sommaires, Canada, de 2001 à 2006**

	Fermes non constituées en société						Fermes constituées en société
	Toutes fermes	Agrément Retraite	Faible revenu	Commerciales petites et moyennes	Commerciales grandes	Commerciales très grandes	
<b>Risque du revenu agricole</b>							
CV du revenu du marché (log)	3,55	3,75	3,77	3,62	3,26	3,34	3,27
CV du revenu du marché (pourcentage)	34,7	42,3	43,6	37,4	26,0	28,2	26,4
Corrélation (revenu agricole net, paiements programmes)	-0,24	-0,17	-0,19	-0,24	-0,33	-0,31	-0,21
<b>Caractéristiques des fermes</b>							
Taille ferme (1 000\$)	155,85	23,58	24,33	51,64	186,18	1 033,92	711,73
Bénéfice net d'exploitation (1 000\$)	7,23	-4,64	-2,24	3,47	14,05	-72,26	42,62
Paiements des programmes (pourcentage)	15,4	14,4	17,4	17,2	12,8	9,2	12,9
Valeur terres agricoles (1 000\$ par acre)	1,70	1,93	1,55	1,58	1,59	2,13	2,25
<b>Type de production</b>							
				pourcentage			
Grain et oléagineux	36,3	37,0	29,6	42,0	38,3	15,1	29,8
Pommes de terre	0,7	0,3	0,3	0,5	0,7	3,2	2,1
Autres légumes	1,2	0,1	1,5	1,1	1,0	1,8	2,3
Fruits et noix	2,3	3,1	2,2	2,6	1,2	0,6	2,8
Serre/pépinière	1,7	1,0	1,0	1,4	1,3	2,6	5,3
Autres cultures	6,7	8,7	9,1	6,7	3,3	2,7	6,4
Bovins de boucherie	29,9	37,4	41,9	30,1	22,0	42,5	13,1
Bovins laitiers	10,9	0,7	4,4	9,1	21,1	8,8	19,5
Porcs	3,2	0,6	1,7	2,2	4,9	12,0	7,4
Volailles	2,2	0,8	0,9	0,6	3,8	6,3	7,5
Autres bétails	5,0	10,5	7,5	3,9	2,3	4,6	3,6
<b>Caractéristiques des exploitants</b>							
Âge (2001)	50,2	49,8	52,3	51,6	46,6	47,2	49,6
Revenu de retraite et d'investissement (1 000\$)	22,23	54,23	9,69	16,09	17,32	34,70	41,74
<b>Nombre d'observations</b>							
Nombre d'observations	31 305	1 063	2 700	5 983	9 042	1 461	11 056
Somme des poids	218 781	23 776	46 092	75 885	46 085	2 302	24 640
<b>Densité de la population (2001) (personnes/km<sup>2</sup>)</b>							
Densité de la population (2001) (personnes/km <sup>2</sup> )	174,9	238,4	157,0	177,6	150,4	161,5	185,5
Taux d'emploi (2001) (pourcentage)	63,5	64,6	62,5	63,5	63,6	64,4	63,8
<b>Classification des secteurs statistiques (CSS)</b>							
				pourcentage			
Régions métropolitaines de recensement	14,2	22,3	12,9	13,0	12,0	12,9	16,6
Agglomérations de recensement	11,3	16,8	9,3	11,0	9,8	15,0	13,5
Zones d'influence métropolitaine (ZIM) fortes	13,5	11,9	12,7	13,0	14,8	15,9	15,4
ZIM modérées	25,8	18,5	27,8	25,5	28,3	27,5	25,2
ZIM faibles	22,9	20,4	24,7	24,4	21,9	20,4	19,1
ZIM sans influence	9,3	7,1	9,3	10,2	10,7	5,6	6,1
CSS non identifiée	3,1	2,9	3,3	2,9	2,6	2,7	4,0

Source: Statistique Canada, Base de données longitudinales des exploitants agricoles.

### Caractéristiques de l'exploitant

La littérature précédente établissait que les caractéristiques de l'exploitant individuel étaient les déterminants clés de l'offre de travail hors ferme. Dans le cadre de cette étude, l'âge de l'exploitant a été ajouté à partir de 2001. Alasia et coll. (2007) ont présenté des données probantes d'une relation non linéaire entre l'offre de travail hors ferme et l'âge. À la suite de leurs constatations, nous avons inclus un terme quadratique dans le modèle. Le revenu de pension et de placements a également été fourni pour chaque exploitant agricole. Les gains en capital imposables étaient aussi inclus dans le revenu de pension et de placements. Dans la mesure où ces sources de revenus présentent d'autres possibilités de diversification, elles devraient influencer sur les décisions en matière de revenu hors ferme.

*Caractéristiques socio-économiques*

L'environnement socio-économique devrait influencer sur le coût de renonciation du travail hors ferme. Nous avons utilisé plusieurs variables pour définir le milieu socio-économique, notamment la densité de la population, le taux d'emploi et la Classification des secteurs statistiques (CSS). La densité de la population était déterminée pour chaque Subdivision de recensement unifiée et compte en moyenne 174,9 habitants au kilomètre carré. La variable taux d'emploi a été définie pour chaque subdivision de recensement et rend compte du pourcentage de la population active âgée de 15 ans et plus qui était employée. Le taux d'emploi moyen était de 63,5 %<sup>7</sup>. Nous nous attendons à ce qu'une plus forte densité de la population et un taux d'emploi plus élevé soient des signes d'un marché du travail plus dynamique, de davantage de possibilités hors ferme et de salaires plus élevés dans le secteur hors ferme.

Les autres variables socio-économiques étaient fondées sur la CSS qui rend compte de l'influence urbaine sur le marché du travail local. Les deux premières catégories de la CSS sont les Régions métropolitaines de recensement (RMR) et les Agglomérations de recensement (AR), qui indiquent habituellement toutes deux la présence de régions urbaines, les RMR ayant un noyau urbain plus densément peuplé que les AR. Les quatre autres catégories, en l'occurrence les zones d'influence métropolitaine (ZIM) sont fondées sur le pourcentage de travailleurs de la subdivision de recensement qui font la navette vers les régions urbaines (une RMR ou une AR)<sup>8</sup>. La majorité des exploitants agricoles de l'échantillon se trouvent dans des régions rurales dont moins de 30 % des travailleurs font quotidiennement la navette vers les régions urbaines et leur lieu de résidence. Cependant, les données semblent indiquer qu'une concentration particulièrement importante d'exploitants de fermes d'agrément/appartenant à un retraité se trouve dans les régions urbaines. Cette répartition des exploitants agricoles de fermes d'agrément/appartenant à un retraité peut s'expliquer par les plus grandes possibilités de travail hors ferme. Pour environ 3 % des observations, il n'a pas été possible d'obtenir les variables de la CSS. Pour éviter de perdre ces observations, nous avons attribué la valeur zéro aux variables de la CSS et nous avons inclus une variable indicative pour rendre compte de ces observations manquantes.

La répartition de l'échantillon dans les régions du Canada est présentée au tableau 3. La majorité des exploitants de l'ensemble de données se trouvait dans les provinces des Prairies.

**Tableau 3 Répartition régionale des exploitants agricoles, Canada, 2001**

Région	Fermes non constituées en société						Fermes constituées en société
	Toutes fermes	Agrément Retraite	Faible revenu	Commerciales petites et moyennes	Commerciales grandes	Commerciales très grandes	
	percent						
Provinces de l'Atlantique	2,5	2,2	2,9	1,9	2,5	5,8	3,7
Québec	13,7	5,7	12,5	12,6	14,6	14,2	25,1
Ontario	22,9	26,8	23,0	22,2	22,5	25,0	21,8
Manitoba	9,3	5,2	11,4	8,5	12,0	9,5	6,4
Saskatchewan	23,1	21,1	23,2	26,2	23,5	10,2	15,8
Alberta	23,4	31,3	21,2	24,1	21,7	30,0	20,0
Colombie-Britannique	5,2	7,6	5,7	4,6	3,1	5,3	7,2
Canada	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Source: Statistique Canada, Base de données longitudinales des exploitants agricoles.

7. La population active totale, selon la définition de Statistique Canada, comprend tous les membres de la population âgés de 15 ans et plus, à l'exclusion des pensionnaires d'un établissement institutionnel (c.-à-d. <sup>7</sup> les personnes vivant dans un établissement institutionnel, notamment un hôpital ou une prison). Cette mesure contraste avec la mesure américaine standard de la population active, qui ne tient compte que des personnes employées ou activement à la recherche d'un emploi.

8. Les quatre catégories de ZIM sont définies comme suit :

1- ZIM forte : au moins 30 % de la population active occupée résidant dans la municipalité fait la navette pour travailler dans une RMR ou une AR quelconque.

2- ZIM modérée : au moins 5 %, mais moins de 30 % de la population active occupée résidant dans municipalité fait la navette pour travailler dans une RMR ou une AR quelconque.

3- ZIM faible : plus de 0 %, mais moins de 5 % de la population active occupée résidant dans municipalité fait la navette pour travailler dans une RMR ou une AR quelconque.

4- ZIM sans influence : moins de 40 ou aucun membre de la population active occupée résidant dans municipalité ne fait la navette pour travailler dans une RMR ou une AR quelconque.

## Résultats

Les deux premiers modèles que nous avons estimés comprennent tous les exploitants de fermes constituées en société et non constituées en société de l'échantillon. Le modèle 2 est différent du modèle 1 en ce qu'il ajoute des paramètres d'interaction pour chaque région et pour les fermes constituées en société. Ceci nous permet de tester la différence de l'effet que les variables du risque affèrent au revenu agricole exercent d'une région à l'autre et entre les fermes constituées en société et non constituées en société. Les effets marginaux estimés du modèle probit, ainsi que les coefficients de régression du modèle log-linéaire figurent au tableau 4. Nous présentons également les résultats de l'essai de Box-Cox, et les estimations de 0,21 corroborent l'utilisation d'une forme fonctionnelle log-linéaire pour la seconde étape du modèle en deux parties.

### *Caractéristiques de la ferme*

Comme il fallait s'y attendre, la taille de la ferme est inversement reliée au niveau du revenu d'un emploi hors ferme. Cependant, nous avons découvert que l'exploitation d'une grande ferme n'influe pas sur la probabilité de travail hors ferme. Qui plus est, les effets sur le niveau de revenu d'un emploi hors ferme étaient très faibles; une augmentation de 100 000 \$ du revenu du marché moyen réduirait le revenu d'un emploi hors ferme prévu de 1 %. Cela donne à penser qu'à mesure que la taille de la ferme augmente, les exploitants réussissent à surmonter les contraintes du travail agricole en utilisant de la main-d'œuvre salariée à la ferme.

Pour mieux comprendre l'utilisation du revenu d'un emploi hors ferme dans les fermes de tous les types et tailles, nous avons estimé le modèle selon les sous-groupes de fermes non constituées en société. Les effets marginaux estimés du modèle probit selon la typologie des fermes, ainsi que les coefficients de régression de la partie log-linéaire du modèle selon la typologie des fermes sont présentés au tableau 5.

Ces régressions produisent des résultats intéressants au sujet de la taille de la ferme. Pour tous les exploitants, sauf ceux de très grandes fermes non constituées en société, la taille de la ferme est inversement reliée au travail hors ferme. Contrairement à ce qui est le cas dans les modèles généraux, l'augmentation de la taille de la ferme réduirait non seulement le niveau de revenu d'un emploi hors ferme de l'exploitant, mais également la probabilité de travail hors ferme. Cependant, cet effet semble perdre de l'importance à mesure que la taille de la ferme augmente. Une augmentation de 10 000 \$ du revenu du marché moyen réduirait la probabilité qu'un exploitant d'une petite et moyenne ferme commerciale ait un revenu d'un emploi hors ferme de 5 %. Cependant, la même augmentation de la taille de la ferme n'a pour ainsi dire aucun effet pour les exploitants de fermes de grande et de très grande taille. Nous estimons qu'un effet semblable se produit entre la taille de la ferme et le niveau du revenu d'un emploi hors ferme. Pour les exploitants de petites et moyennes fermes commerciales, une augmentation de 10 000 \$ du revenu du marché moyen réduit le revenu d'un emploi hors ferme d'environ 2 %. Cependant, pour les exploitants de très grandes fermes, la taille n'affectait pas le niveau prévu de revenu d'un emploi hors ferme. De ce fait, la taille de la ferme était un déterminant clé du travail hors ferme principalement chez des exploitants de petites fermes. Au-delà d'une certaine taille de ferme, cet effet devient négligeable.

L'estimation de la valeur des terres agricoles était insignifiante pour le modèle probit. Les résultats du modèle 1 et du modèle 2 (tableau 4) indiquent que pour les exploitants situés dans une région dans laquelle la valeur des terres agricoles a augmenté de 1 000 \$ l'acre, le niveau du revenu d'un emploi hors ferme augmente de 3 %. Le fait que l'augmentation du bénéfice net d'exploitation agricole exerçait un effet négatif bien que minime sur la probabilité du travail hors ferme corrobore ces résultats.

L'activité dominante de la ferme influe également sur les décisions en matière de travail hors ferme des exploitants (tableaux 4 et 5). Les exploitants de fermes produisant des céréales et oléagineux étaient plus susceptibles que les exploitants d'autres types de fermes de travailler hors ferme. Parmi les exploitants qui ont un travail hors ferme, les producteurs de céréales et oléagineux devraient avoir un revenu d'un emploi hors ferme plus élevé que la plupart des autres agriculteurs. Le fait que les fermes céréalières et oléagineuses exigeraient un travail plus saisonnier que d'autres entreprises agricoles peut expliquer ces résultats. En accord avec la littérature, les exploitants agricoles de fermes laitières, maraîchères et porcines figuraient parmi ceux qui étaient les moins susceptibles d'avoir un travail hors ferme.

Tableau 4 Résultats des modèles – Tous les exploitants agricoles, Canada, de 2001 à 2006

	Modèle 1			Modèle 2		
	Probit		Log-linear	Probit		Log-linear
	Coefficient	Effet marginal	Coefficient	Coefficient	Effet marginal	Coefficient
Risque du revenu agricole						
CV du revenu du marché (log)	0,136	0,052 ***	0,049	0,184	0,071 ***	0,171 **
Corrélation (revenu agricole net, paiements prog.)	0,129	0,050 ***	0,033	0,017	0,007	-0,128
Caractéristiques des fermes						
Taille ferme	0,0000	0,0000	0,0001 ***	0,0000	0,0000	0,0001 ***
Bénéfice net d'exploitation	-0,0002	-0,0001 ***	0,0000	-0,0002	-0,0003 ***	0,0000
Paiements des programmes	-0,0016	-0,0006 **	-0,0045 ***	-0,0016	-0,0008 **	-0,0045 ***
Valeur terres agricoles	0,0059	0,0000	0,0346 ***	0,0059	0,0000	0,0346 ***
Type de production						
Grain et oléagineux (référence)						
Pommes de terre	0,265	0,098 *	0,047	0,083	0,032	-0,386
Autres légumes	-0,379	-0,150 ***	-0,423 **	-0,477	-0,188 ***	-0,661 ***
Fruits et noix	0,097	0,037	-0,148	0,062	0,024	-0,176
Serre/pépinière	-0,145	-0,057	0,078	-0,333	-0,131 ***	-0,326 **
Autres cultures	0,023	0,009	0,043	-0,007	-0,003	-0,005
Bovins de boucherie	-0,031	-0,012	0,061	-0,016	-0,006	0,094
Bovins laitiers	-0,631	-0,248 ***	-0,885 ***	-0,768	-0,299 ***	-1,293 ***
Porcs	-0,213	-0,084 ***	-0,380 ***	-0,376	-0,148 ***	-0,702 ***
Volailles	0,044	0,017	0,064	-0,203	-0,080 **	-0,435 ***
Autres bétails	-0,004	-0,001	0,193	-0,019	-0,007	0,148
Caractéristiques des exploitants						
Âge (2001)	0,074	0,029 ***	0,157 ***	0,069	0,026 ***	0,147 ***
Âge au carré	-0,0011	-0,0004 ***	-0,0020 ***	-0,0011	-0,0004 ***	-0,0020 ***
Revenu de retraite et d'investissement	0,0034	0,0013 ***	0,0024 ***	0,0027	0,0010 ***	0,0019 ***
Caractéristiques socio-économiques						
Densité de la population (2001)	0,009	0,004 *	0,031 ***	0,012	0,005 ***	0,032 ***
Taux d'emploi	0,003	0,001 **	0,005 **	0,003	0,001 **	0,003
Classification des secteurs statistiques (CSS)						
Régions métropolitaines de recensement	0,132	0,050 ***	0,012	0,162	0,061 ***	0,059
Agglomérations de recensement	0,130	0,049 ***	0,109	0,121	0,046 **	0,056
Zones d'influence métropolitaine (ZIM) fortes						
ZIM modérées	0,056	0,021	-0,134 *	0,080	0,031 *	-0,105
ZIM faibles	0,005	0,002	-0,076	0,041	0,016	-0,057
ZIM sans influence	-0,019	-0,007	-0,377 ***	0,028	0,011	-0,300 ***
CSS non identifiée	0,071	0,027	0,176	0,088	0,033	0,252 **
Région						
Provinces de l'Atlantique				-0,33	-0,13 *	0,09
Québec				-0,23	-0,09	-0,68 **
Ontario (référence)						
Manitoba				-0,50	-0,20 ***	-1,15 ***
Saskatchewan				-0,25	-0,10	-1,15 ***
Alberta				-0,60	-0,23 ***	-0,52
Colombie-Britannique				0,36	0,13	0,68 *
Termes d'interaction						
Régions / CV revenu agricole						
Provinces de l'Atlantique				0,07	0,03	-0,03
Québec				0,02	0,01	0,08
Ontario (référence)						
Manitoba				0,08	0,03	0,22 **
Saskatchewan				0,04	0,02	0,25 **
Alberta				0,13	0,05 **	0,13
Colombie-Britannique				-0,08	-0,03	-0,17 *
Régions/Corrélation(Revenu agricole net; paiements programmes)						
Provinces de l'Atlantique				0,08	0,03	0,22
Québec				0,01	0,01	-0,12
Ontario (référence)						
Manitoba				0,08	0,03	0,24
Saskatchewan				0,21	0,08 **	0,23
Alberta				0,18	0,07 *	0,23
Colombie-Britannique				0,02	0,01	0,08
Fermes constituées en société				2,64	0,51 ***	3,49 ***
CV revenu agricole				-0,49	-0,19 ***	-0,59 ***
Corrélation(Revenu agricole net; paiements programmes)				0,00	0,00	0,12 *
Intercept	-1,10 ***		6,05 ***	-1,03 ***		6,14 ***
Nombre d'observations	31304		19302	31304		19302
R <sup>2</sup> ajusté			0,107			0,182
Theta (test Box-Cox)			0,216			0,214
Loglikelihood	-18164			-17370		
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,140			0,178		

Signes conventionnels: \* significatif au seuil de 10 %; \*\* significatif au seuil de 5 %;\*\*\* significatif au seuil de 1 %.

Notes: Le niveau de signification est basé sur les estimations des coefficients pour le modèle probit.

Source: Statistique Canada, Base de données longitudinales des exploitants agricoles.

### *Environnement socio-économique*

Les facteurs socio-économiques semblent également influencer sur la décision de l'exploitant agricole de travailler hors ferme et sur son niveau de revenu d'un emploi hors ferme. Comme prévu, la densité de la population de la région exerçait un effet positif sur la probabilité de travailler hors ferme et le niveau de revenu hors ferme. Une hausse de la densité de la population de 100 personnes au kilomètre carré ferait grimper la probabilité de travailler hors ferme de seulement 0,1 % et relèverait le niveau attendu de revenu d'un emploi hors ferme de 3 % (tableau 4). Le taux d'emploi, tout comme la densité de la population, exerçait également un faible effet positif sur le travail hors ferme.

Les caractéristiques socio-économiques ont été étoffées davantage par l'accès aux marchés du travail urbains, tels qu'ils sont définis par la Classification des secteurs statistiques (CSS). Ces variables exerçaient un effet considérable sur la décision de travailler hors ferme et sur le niveau de revenu d'un emploi hors ferme. En règle générale, le fait d'avoir un meilleur accès aux possibilités d'emploi urbains accroissait la probabilité de travailler hors ferme (tableau 4). Pour les exploitants agricoles situés dans les limites des régions urbaines (c.-à-d. dans des RMR ou des AR), la probabilité qu'ils travaillent hors ferme était plus forte de 5 % que pour ceux habitant les zones d'influence métropolitaine forte. En outre, dans le cas des exploitants des régions plus isolées des marchés du travail urbains (c.-à-d. dans une ZIM modérée, faible et sans influences), le niveau moyen du revenu d'un emploi hors ferme était plus faible de 13 % à 37 % que dans une ZIM forte. Ceci s'explique très probablement par les salaires plus élevés des marchés du travail urbains et un ensemble plus diversifié de possibilités, qui permettent aux exploitants d'utiliser leur capital humain de façon plus productive. Les résultats probit contrastaient avec ceux d'Alasia et coll. (2007), qui ont constaté une relation positive entre la distance du centre urbain et la probabilité de travailler hors ferme.

Les résultats des régressions par type de ferme non constituée en société fournissent davantage de détails sur la relation entre le travail hors ferme et l'accès aux marchés du travail urbains (tableau 5). En premier lieu, nous nous attendions à ce que les exploitants situés dans des régions plus éloignées aient un revenu hors ferme plus faible. En outre, conformément aux résultats généraux examinés ci-dessus, les exploitants de petites et moyennes fermes commerciales situées dans les régions urbaines étaient plus susceptibles d'avoir un travail hors ferme que d'autres exploitants de petites et moyennes fermes commerciales. Cependant, cette relation était inversée dans le cas des exploitants de très grandes fermes. La probabilité d'observer un revenu hors ferme augmentait de 14 % pour les exploitants de très grandes fermes commerciales situées dans les régions qui sont les plus éloignées des marchés du travail urbains (c.-à-d. les ZIM sans influence)



Tableau 5 Résultats des modèles – Exploitants agricoles de fermes non constituées en société, selon la typologie des fermes, Canada, de 2001 à 2006

	Fermes commerciales									
	Retraite/Agrément		Faible revenu		Petites et moyennes		Grandes		Très grandes	
	Probit	Log-linear	Probit	Log-linear	Probit	Log-linear	Probit	Log-linear	Probit	Log-linear
	Effet marginal	Coefficient	Effet marginal	Coefficient	Effet marginal	Coefficient	Effet marginal	Coefficient	Effet marginal	Coefficient
Risque du revenu agricole										
CV du revenu du marché (log)	0,009	0,042	0,023	-0,036	0,032 **	0,036	0,063 ***	0,372 ***	-0,007	0,353 ***
Corrélation (revenu agricole net, paiements prog.)	0,002	0,008	0,034	-0,294 ***	0,022	-0,127	0,023	0,238 ***	0,044	0,414 *
Caractéristiques des fermes										
Taille ferme	0,0001	0,004	-0,006 ***	-0,022 ***	-0,005 ***	-0,019 ***	-0,0002 ***	-0,002 ***	0,000	0,000
Bénéfice net d'exploitation	-0,0005	-0,015 ***	-0,012 ***	-0,043 ***	-0,008 ***	-0,033 ***	-0,002 ***	-0,011 ***	0,000 ***	-0,001 **
Paiements des programmes	-0,0003	-0,010 ***	-0,003 ***	-0,014 ***	-0,005 ***	-0,016 ***	-0,004 ***	-0,030 ***	-0,007 ***	-0,033
Valeur terres agricoles	0,0004	0,008	-0,013	-0,014	-0,002	0,004	0,000	0,061 ***	0,004	0,059
Type de production										
Grain et oléagineux (référence)										
Pommes de terre	n/a	-3,331 ***	0,412 ***	-0,426	0,078	0,431	-0,054	-0,175	-0,021	-0,451
Autres légumes	-0,494 ***	-0,250	-0,145 *	-0,462	-0,172 ***	-0,705 **	-0,106 *	-0,655 *	-0,074	0,774
Fruits et noix	-0,026	0,016	-0,051	-0,534	0,038	-0,190	0,047	-0,963 ***	0,071	-2,201 *
Serre/pépinière	-0,057	0,063	-0,076	-0,901 *	-0,225 ***	-0,432	-0,078	-1,064 ***	-0,308 ***	-2,080 ***
Autres cultures	0,010	-0,130	-0,083	-0,261	-0,047	-0,147	-0,108 ***	-0,368	0,039	-1,939 ***
Bovins de boucherie	0,015	0,042	-0,024	0,066	-0,063 ***	-0,150 *	-0,094 ***	-0,264 **	-0,118 **	-0,758 *
Bovins laitiers	-0,101	-0,520 **	-0,222 ***	-0,750 **	-0,273 ***	-0,935 ***	-0,180 ***	-1,329 ***	-0,149 **	-2,837 ***
Porcs	-0,204	0,238	-0,088	-0,581	-0,072	0,145	-0,043	-1,041 ***	-0,092	-2,087 ***
Volailles	-0,032	-0,392	0,314 **	-0,663	-0,063	-0,243	0,048	0,070	-0,166 ***	-1,212 **
Autres bétails	-0,003	0,278	-0,127 **	-0,325	-0,070	-0,272 *	-0,119 ***	-1,047 ***	0,009	-0,259
Caractéristiques des exploitants										
Age (2001)	-0,004	0,049 **	0,024 ***	0,078 ***	0,033 ***	0,156 ***	0,013 ***	0,068 ***	0,018 *	0,123 *
Age au carré	0,000	-0,001 **	0,000 ***	-0,001 ***	-0,001 ***	-0,002 ***	0,000 ***	-0,001 ***	0,000 **	-0,001 *
Revenu de retraite et d'investissement	0,000	0,001 ***	0,004 ***	-0,001	0,001 ***	0,002 ***	0,001 ***	0,001 ***	0,000 *	0,001 ***
Caractéristiques socio-économiques										
Densité de la population (2001)	0,001	0,014 **	0,003	0,011	0,002	0,027 **	0,005	0,020	0,008	0,042
Taux d'emploi	-0,001	0,001	0,002	0,009 **	0,003 ***	0,000	0,001	0,003	-0,001	-0,008
Classification des secteurs statistiques (CSS)										
Régions métropolitaines de recensement	-0,003	0,085	0,035	-0,342	0,088 **	-0,230	0,004	0,220	0,026	-0,641
Agglomérations de recensement	-0,008	0,036	0,090	-0,079	0,072 *	-0,073	0,030	-0,064	0,035	-0,033
Zones d'influence métropolitaine (ZIM) fortes										
ZIM modérées	-0,002	0,058	0,080 *	-0,037	0,045	-0,176	0,008	-0,165	-0,009	-0,242
ZIM faibles	-0,006	0,004	0,042	0,144	0,038	-0,207 *	0,035	0,109	-0,078	-0,753 *
ZIM sans influence	-0,014	-0,025	0,049	-0,098	0,032	-0,457 ***	0,043	-0,180	0,142 *	-0,101
CSS non identifiée	0,017	-0,056	-0,146 **	-0,104	0,044	-0,047	0,043	0,136	0,192 *	-0,186
Intercept		9,552 ***		8,175 ***		7,934 ***		6,643 ***		6,314 ***
Nombre d'observations	1 056	931	2 700	1 388	5 983	3 334	9 042	3 893	1 461	567
R <sup>2</sup> ajusté		0,328		0,262		0,256		0,145		0,176
Theta (test Box-Cox)		0,340		0,326		0,299		0,093		0,069
Loglikelihood	-200		-1 424		-2 953		-5 701		-914	
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,52		0,24		0,27		0,08		0,07	

Signes conventionnels: \* significatif au seuil de 10 %; \*\* significatif au seuil de 5 %; \*\*\* significatif au seuil de 1 %.

Source: Statistique Canada, Base de données longitudinales des exploitants agricoles.



### *Caractéristiques de l'exploitant*

L'effet marginal des variables de l'âge sur la probabilité du travail hors ferme présentait des signes et des ordres de grandeur qui étaient solides pour tous les types de fermes. Les résultats sont conformes aux constatations d'études antérieures (tableaux 4 et 5). L'âge exerçait un effet positif sur la probabilité de travailler hors ferme et sur le niveau de revenu d'un emploi hors ferme. Cependant, cette relation s'inversait passé un certain âge. Les autres sources de revenus, notamment les revenus de pension et de placements, peuvent compléter le revenu d'un emploi hors ferme, car on relève une relation positive avec la probabilité de travail hors ferme et le niveau du revenu d'un emploi hors ferme. Une hausse de 1 000 \$ du revenu de pension ou de placements ferait augmenter le niveau de revenu hors ferme attendu de seulement 0,2 %.

### *Risque afférent au revenu agricole*

Pour ce qui est du risque afférent au revenu agricole, les résultats du tableau 4 montrent que la variabilité du revenu du marché et l'effet stabilisant des paiements de programme gouvernementaux exercent un effet considérable sur la probabilité d'un travail hors ferme et feraient également augmenter le niveau prévu de revenu d'un emploi hors ferme. En premier lieu, si la corrélation entre le revenu agricole et les paiements de programme augmentait d'environ 0,5, la probabilité que les exploitants agricoles aient un travail hors ferme serait plus forte de 2,5 %. Les estimations indiquent également qu'un changement de la variabilité du revenu du marché correspondant à l'écart-type de l'échantillon (c.-à-d. 0,72) faisait grimper la probabilité du travail hors ferme d'environ 3,5 % et du niveau prévu du revenu d'un emploi hors ferme d'environ 12 %. Nous en déduisons que les exploitants agricoles qui sont confrontés à un risque afférent au revenu agricole plus élevé étaient en mesure de diversifier leurs sources de revenus hors ferme.

En outre, une proportion plus forte de revenus émanant de paiements de programme, qui tendent à être contracycliques et de stabiliser le revenu agricole, ont amené les exploitants à présenter, en moyenne, une plus faible probabilité de travailler hors ferme et d'avoir un revenu d'un emploi hors ferme moindre. Les paiements de programme influaient minimalement sur la probabilité de travailler hors ferme et plus fortement sur le niveau prévu de revenu d'un emploi hors ferme. Si les paiements de programme représentaient 25 % du revenu du marché pour un exploitant (comparativement à une moyenne de 15 %), le revenu prévu d'un emploi hors ferme serait de 4,5 % plus faible que celui de l'exploitant moyen.

Dans l'ensemble, les résultats du modèle 1 (tableau 5) montrent une relation statistiquement significative entre le risque afférent au revenu agricole et le revenu d'un emploi hors ferme. Par conséquent, un certain degré de mobilité de la main-d'œuvre entre les secteurs agricole et non agricole semble exister, et cette mobilité a été exploitée par les exploitants agricoles pour diversifier leur portefeuille de revenus.

### *Comparaison entre régions*

Le modèle 2 (tableau 4) donne des renseignements supplémentaires sur les caractéristiques des exploitants qui ont été en mesure de fusionner les possibilités agricoles et hors ferme pour constituer un portefeuille de revenus plus stable. Les estimations du modèle 2 donnent de l'information sur les déterminants du revenu d'un emploi hors ferme pour les fermes non constituées en société en Ontario (groupe de référence), et la différence avec les exploitants agricoles des autres provinces. Ces résultats indiquaient que l'utilisation du travail hors ferme était plus commune en Ontario que dans toute autre province. Ainsi, les exploitants agricoles des provinces de l'Atlantique, du Manitoba et de l'Alberta étaient de 13 % à 23 % moins susceptibles de travailler hors ferme que les exploitants de l'Ontario. En outre, les agriculteurs du Québec, du Manitoba et de la Saskatchewan avaient en moyenne un revenu d'un emploi hors ferme considérablement moins élevé que les exploitants de l'Ontario.

Alors que les agriculteurs des Prairies tendent à moins compter sur le revenu d'un emploi hors ferme, ils l'utilisaient davantage pour réagir au risque afférent au revenu agricole. En Ontario, une hausse de 10 % de la variabilité du revenu du marché ferait augmenter le revenu prévu d'un emploi hors ferme de 1,7 %. Au Manitoba et en Saskatchewan, le même changement entraînerait une progression de 4 % du revenu d'un emploi hors ferme. En outre, l'intensification du risque afférent au revenu agricole accroissait davantage la probabilité que les exploitants de l'Alberta et de la Saskatchewan travaillent hors ferme que ceux de l'Ontario. Par contraste, le revenu d'un emploi hors ferme était plus élevé chez les agriculteurs de la Colombie-Britannique que chez ceux de l'Ontario, mais la relation avec le risque afférent au revenu agricole était considérablement plus faible. De ce fait, la plus forte réceptivité au risque afférent au revenu agricole pourrait être associée à des niveaux plus faibles du revenu d'un emploi hors ferme.

Le modèle 2 (tableau 4) fournit également une comparaison entre les fermes constituées en société et celles qui ne le sont pas. Les exploitants de fermes constituées en société étaient de 50 % plus susceptibles de travailler hors ferme et avaient un niveau de revenu d'un emploi hors ferme bien plus élevé. En outre, les exploitants de fermes constituées en société entretenaient une relation sensiblement différente avec le risque afférent au revenu agricole. Les décisions en matière de travail hors ferme de ces exploitants étaient moins influencées par le risque afférent au revenu agricole, et les résultats donnent même à penser que la relation est négative. Alors qu'un lien statistiquement insignifiant pourrait s'expliquer par l'incapacité ou le manque de motivations des exploitants agricoles à s'impliquer dans un travail hors ferme, une relation négative serait bien plus difficile à justifier pour des raisons théoriques. Dans ce cas encore, ceci peut être le résultat de la capacité des exploitants de fermes constituées en société de transférer une partie du revenu agricole sous forme de salaire à l'exploitant et ainsi gonflerait les statistiques sur le revenu d'un emploi hors ferme pour ce type de structure organisationnelle de la ferme.

#### *Comparaison entre les types et les tailles de fermes*

Parmi les exploitants de fermes non constituées en société, l'effet de la variabilité des revenus agricoles sur les décisions de travailler hors ferme était plus prononcé que chez les exploitants de grandes fermes commerciales (tableau 5). Pour les exploitants de grandes et de très grandes fermes, une augmentation de 10 % de la variabilité des revenus du marché ferait grimper le niveau prévu du revenu d'un emploi hors ferme d'environ 3,5 %. Compte tenu que le revenu d'un emploi hors ferme annuel moyen est de 46 731 \$ pour les exploitants de très grandes fermes, cette estimation implique qu'un agriculteur enregistrant une variabilité du revenu du marché de 33 % devrait gagner 1 636 \$ de plus qu'un agriculteur affichant une variabilité de 30 %. Cependant, les estimations étaient insignifiantes pour les exploitants de fermes non commerciales et de petites et moyennes fermes commerciales. La réceptivité du revenu d'un emploi hors ferme au risque afférent au revenu du marché chez les exploitants de grandes fermes commerciales peut rendre compte de leurs préoccupations plus fortes à l'égard de la variabilité du revenu agricole ou des avantages que comporte la plus forte diversification du revenu hors ferme dans leur portefeuille de revenus.

La corrélation entre le revenu agricole et les paiements de programme semble également exercer de plus fortes répercussions sur les décisions de travailler hors ferme chez les exploitants de grandes fermes non constituées en société. Selon les résultats, une hausse de la corrélation entre le revenu agricole et les paiements de programme de 0,1 (qui réduirait l'effet stabilisant des paiements de programme) ferait augmenter le revenu prévu d'un emploi hors ferme de 2,3 % et de 4,0 % pour les exploitants de grandes et de très grandes fermes respectivement. Étant donné l'écart-type de 0,5 pour cette variable dans l'ensemble de données, ces estimations laissent entendre que les exploitants de grandes fermes non constituées en société réagissent de façon économiquement significative au risque afférent au revenu agricole.

L'effet qu'exerce la décision de travailler hors ferme était également considérable pour les exploitants de petites et moyennes et de grandes fermes. Cependant, l'ampleur de l'effet était relativement faible. Une hausse identique de 10 % de la variabilité des revenus du marché ne ferait croître la probabilité de travailler hors ferme que d'un peu moins de 1 %. La variabilité du revenu du marché n'exerçait pas d'effet significatif sur la probabilité d'un travail hors ferme chez les exploitants de très grandes fermes. Le fait que les estimations n'étaient pas significatives pour les exploitants de très grandes fermes peut rendre compte d'un obstacle élevé à l'entrée sur le marché du travail hors ferme pour ces exploitants, qui peut éventuellement être attribué aux contraintes du travail agricole.

Ainsi, les résultats à l'égard de la variabilité du revenu du marché, de la corrélation entre les paiements de programme et du revenu agricole net indiquent que les exploitants de grandes fermes commerciales étaient plus susceptibles d'utiliser le revenu d'un emploi hors ferme comme outil de gestion des risques. Cependant, étant donné que les variables du risque agricole n'étaient pas significatives pour ce qui est de la probabilité d'un travail hors ferme chez les exploitants de très grandes fermes, cela pourrait indiquer la présence d'un obstacle relativement important à l'entrée sur le marché pour ces exploitants. Cependant, les résultats semblent indiquer fortement que les exploitants de très grandes fermes qui participent au marché du travail hors ferme possèdent la capacité d'utiliser les possibilités hors ferme pour gérer le risque afférent au revenu agricole.

## Conclusion

Le revenu hors ferme est devenu un déterminant important du bien-être économique des exploitants et des familles agricoles. L'ensemble de données au niveau des exploitants agricoles que nous avons utilisé dans cette étude indique qu'environ 60 % des exploitants agricoles canadiens ont déclaré un revenu d'un emploi hors ferme de 2001 à 2006, le revenu d'un emploi hors ferme moyen s'établissant à 18 371 \$. Dans ce contexte, le présent article contribue aux connaissances et à la compréhension de ce changement structurel du secteur agricole primaire et de ses conséquences éventuelles pour les politiques rurales et agricoles.

Dans cet article, nous présentons des données probantes empiriques corroborant l'idée que le risque afférent au revenu agricole est relié à la décision d'avoir un travail hors ferme, les agriculteurs diversifient leur portefeuille de revenus au moyen d'activités hors ferme. La capacité des exploitants et des ménages agricoles à combiner le risque afférent au revenu agricole et les possibilités hors ferme comporte des implications au niveau des politiques. La diversification hors ferme doit alors être ajoutée à une liste existante, quoiqu'imparfaite, d'outils de gestion des risques privés. L'existence des opportunités de travail hors ferme implique que des politiques de stabilisation du revenu agricole peuvent risquer d'évincer les initiatives privées.

Les résultats de l'analyse pour les fermes commerciales, qui représentent le point de mire des politiques agricoles, confortent encore l'idée que le revenu hors ferme est pertinent pour les politiques de stabilisation du revenu agricole. Les données indiquent que parmi les exploitants des plus grandes fermes non constituées en société, un exploitant sur dix tire plus de 30 % de son revenu de sources hors ferme. Qui plus est, les résultats économétriques indiquent que ce sont les exploitants des grandes fermes commerciales qui semblent utiliser le revenu hors ferme comme outil de gestion des risques en réaction au risque afférent au revenu agricole. Ceci peut rendre compte d'une préoccupation plus profonde à l'égard de la fluctuation du revenu du marché et du revenu, mais donne également à penser qu'un nombre considérable de ces exploitants de grandes fermes ont été en mesure de contourner les contraintes du travail agricole pour tirer parti des possibilités hors ferme.

S'il convient également de noter que les possibilités hors ferme ne parviendront probablement pas, à elles seules, à régler entièrement les problèmes d'instabilité du revenu agricole, la concentration des politiques agricoles sur la gestion des risques et la stabilisation du revenu renforce les liens qui existent entre les politiques rurales et agricoles. Il semble que les politiques conçues pour faciliter l'accès au travail hors ferme ou pour accroître les possibilités hors ferme, notamment les programmes de développement rural, pourraient concourir à la réalisation de certains des objectifs qui sous-tendent les programmes de stabilisation du revenu agricole.

Par conséquent, le point de mire des politiques sur la gestion des risques, conjuguée au fait que les décisions en matière de production des agriculteurs et leur bien-être semblent être déterminés par un portefeuille de revenus comportant une partie considérable de revenu hors ferme renforcent la nécessité d'avoir des politiques rurales et agricoles cohérentes. En particulier, l'analyse indique que les politiques rurales comportent des avantages supplémentaires pour le secteur agricole, car les exploitants et les familles agricoles pourraient utiliser les possibilités hors ferme pour gérer le risque afférent au revenu agricole. Cette conclusion est cohérente avec la récente affirmation du American Farm Bureau que dorénavant « les collectivités agricoles sont moins dépendantes des fermes que les fermes sont tributaires des collectivités rurales » (American Farm Bureau, 2008, p. viii). Ceci fait naître des questions au sujet de l'équilibre souhaité entre des politiques rurales axées sur la dimension locale et des politiques agricoles propres à un secteur, et si les politiques agricoles doivent oui ou non et de quelle façon prendre en compte les possibilités de diversification hors ferme afin de réduire au maximum l'évincement d'initiatives privées.

Enfin, on peut envisager de nombreux prolongements possibles de cette étude. En premier lieu, les données utilisées dans le cadre de cette étude portent sur les exploitants, mais il serait intéressant de comprendre si les mêmes effets se manifestent au niveau de la famille, et si le nombre d'exploitants dans une ferme influe sur les résultats. Une recherche future pourrait également examiner d'autres mesures du risque afin d'évaluer la robustesse des résultats. Tous ces prolongements pourraient être utiles pour comprendre les changements structurels au sein de la collectivité agricole et fournir davantage d'information sur les interactions éventuelles entre le revenu hors ferme et les politiques agricoles.

**Références :**

- American Farm Bureau. 2007. *Making American Agriculture Productive And Profitable: Executive Summary*.
- Alasia, A., R.D. Bollman, A. Weersink et J. Cranfield. 2007. « Décisions de travailler hors ferme des exploitants agricoles canadiens en 2001 : rôle des déterminants individuels, de la ferme, du milieu et de la région 1991-2001 », Statistique Canada, *Série de documents de travail sur l'agriculture et le milieu rural*, n° 21-601-MIF2007085 au catalogue.
- Benjamin, C. et A. Kimhi. 2006. « Farm work, off-farm work, and hired farm labour: estimating a discrete-choice model of French farm couples' labour decisions », *European Review of Agricultural Economics* 33:149–171.
- El-Osta, H.S., A.K. Mishra et M.J. Morehart. 2008. « Off-Farm Labour Participation Decisions of Married Farm Couples and the Role of Government Payments », *Review of Agricultural Economics* 30:311–332.
- Furtan, W.H., G.C. Van Kooten et S.J. Thompson. 1985. « The Estimation of Off-Farm Labour Supply Functions in Saskatchewan », *Journal of Agricultural Economics* 36:211–220.
- Gardner, B.L. 1992. « Changing Economic Perspectives on the Farm Problem », *Journal of Economic Literature*, vol. XXX, mars, p. 62-101.
- Gardner, B.L. 2005. « The Little Guys Are O.K. » Op-Ed article, *New York Times*, 7 mars 2005.
- Hennessy, T.C. et T. Rehman. 2008. « Assessing the Impact of the “Decoupling” Reform of the Common Agricultural Policy on Irish Farmers' Off-farm Labour Market Participation Decisions », *Journal of Agricultural Economics* 59: 41–56.
- Howard, W. et M. Swidinsky. 2000. « Estimating the Off-farm Labour Supply in Canada », *Revue canadienne d'agro-économie* 48 :1–14.
- Kyle, S.C. 1993. « The Relation Between Farm Production Risk and Off-Farm Income », *Agricultural and Resource Economics Review* 22:179–188.
- Mishra, A.K. et B.K. Goodwin. 1997. « Farm Income Variability and the Supply of Off-Farm Labour », *American Journal of Agricultural Economics* 79:880–887.
- Mishra, A.K. et D.M. Holthausen. 2002. « Effect of Farm Income and Off-Farm Wage Variability on Off-Farm Labour Supply », *Agricultural and Resource Economics Review* 31:187–199.
- Mishra, A.K. et C.L. Sandretto. 2002. « Stability of Farm Income and the Role of Nonfarm Income in U.S. Agriculture », *Review of Agricultural Economics* 24:208–211.
- OCDE. 2001. *Gestion des risques en matière de revenu dans le secteur agricole*, Organisation de coopération et de développement économiques, Paris.
- OCDE. 2006. *Le nouveau paradigme rural : Politiques et gouvernance*, Organisation de coopération et de développement économiques, Paris.
- OCDE. 2009. *Gestion des risques dans l'agriculture. Une approche holistique*, Organisation de coopération et de développement économiques, Paris.
- Statistique Canada, 2006. *Statistiques sur les revenus des exploitants agricoles*, N° 21-206-X au catalogue. Statistique Canada. Ottawa.
- Statistique Canada, 2008. *Base de données complètes sur les exploitations agricoles : manuel de référence*, N° 21F0005G au catalogue. Statistique Canada. Ottawa.