



Centre de Recherche en économie de
l'Environnement, de l'Agroalimentaire, des
Transports et de l'Énergie

Center for Research on the economics of the
Environment, Agri-food, Transport and
Energy

L'effet du travail hors-ferme sur l'efficacité technique des fermes laitières québécoises : un modèle intégrant les biais de sélection sur les observables et inobservables

Rosemarie Bégin
Lota D. Tamini
Maurice Doyon

Cahier de recherche/Working Paper **2014-9**

Octobre/October 2014

Bégin : Étudiante graduée, Département d'économie agroalimentaire et des sciences de la consommation, Université Laval
rosemarie.begin.1@ulaval.ca

Tamini : Auteur de correspondance. Professeur adjoint, Département d'économie agroalimentaire et des sciences de la consommation et CREATE, Université Laval
lota.tamini@eac.ulaval.ca

Doyon : Professeur, Département d'économie agroalimentaire et des sciences de la consommation et CREATE, Université Laval
maurice.doyon@eac.ulaval.ca

Les cahiers de recherche du CREATE ne font pas l'objet d'un processus d'évaluation par les pairs/CREATE working papers do not undergo a peer review process.

ISSN 1927-5544

Résumé:

Cet article s'intéresse à l'effet du travail hors ferme sur l'efficacité technique d'un échantillon de fermes laitières québécoises. Les analyses sont basées sur l'estimation d'un modèle stochastique de fonction de coûts. Nous formulons l'hypothèse selon laquelle les producteurs travaillant à l'extérieur et ceux travaillant uniquement à la ferme ont des caractéristiques observables et inobservables différentes entraînant un biais de sélection dont il faut tenir compte. La présence de biais de sélection a été confirmée. Et, les résultats empiriques démontrent, après correction pour les biais observables et non observables, l'hypothèse de base selon laquelle le fait d'adopter le travail hors ferme nuit au niveau d'efficacité technique des fermes laitières. Lorsque la correction n'est pas effectuée, les scores d'efficacité entre les 2 groupes ne sont pas statistiquement différents.

Mots clés: Fonction de coût, analyse par frontière stochastique, efficacité technique, sélection sur observables, sélection sur inobservables.

Classification JEL: C26, D24, Q12

Abstract:

This article focuses on the effect of off-farm work on technical efficiency of a sample of dairy farms in Quebec. The analyzes are based on the estimation of a stochastic model of cost function We hypothesize that producers working outside and those working only on the farm have different observable and unobservable characteristics resulting in a selection bias that must be taken into account. Our results confirm the presence of selection bias. Also, empirical results show that participation in non-farm work exerts a negative and statistically significant effect on technical efficiency of dairy farms. Without correction for selection bias the efficiency scores between the 2 groups are not statistically different.

Keywords: Cost function, Stochastic frontier analysis, Technical efficiency, Selection on observables, Selection on unobservables

Classification JEL: C26, D24, Q12

L'effet du travail hors-ferme sur l'efficacité technique des fermes laitières québécoise : un modèle intégrant les biais de sélection sur les observables et inobservables

1 Introduction

Depuis les 50 dernières années, la structure agricole dans les pays développés a passablement changé. Une des démonstrations les plus frappantes de ce changement structurel est sans doute l'augmentation des revenus hors fermes reçues par les familles agricoles (Schmitz et *al.*, 2010). Au Canada en 2008, le revenu moyen des familles agricoles était de 100 031 \$. De ce montant, 78,5 % provenait d'un revenu extérieur à l'exploitation (Statistique Canada 2008). Le revenu hors ferme se compose principalement (50 %) d'un salaire reçu à la suite d'un travail à l'extérieur de la ferme. Le recours à un salaire extérieur est un des facteurs qui a permis de réduire l'écart de revenus entre les familles agricoles et urbaines (Beaudoin 2010). Et, dans le cas des petites exploitations, c'est souvent les revenus hors ferme et plus précisément le travail hors ferme qui permet d'obtenir un revenu total positif.

Le Québec présente un cas de figure similaire. En 2008, le revenu moyen des ménages agricoles québécois était de 81 957 \$ dont 64 % provenait d'un revenu hors ferme (Statistique Canada, 2008). Comme le démontre la figure 1, la plus grande partie de leur revenu s'expliquait par un salaire d'emploi à l'extérieur de la ferme - soit 42 % de leur revenu total alors que 36 % provient du bénéfice net d'exploitation.

<<< Figure 1 >>>

Le revenu agricole et hors ferme dépendent de l'effort optimal alloué entre la pratique de l'agriculture et le travail hors ferme (Poon et Weersink, 2011)). L'incertitude et le niveau des prix varient entre les différentes productions et affectent du même coup la propension des producteurs à se lancer dans le travail hors ferme. Les producteurs œuvrant dans des secteurs où le revenu relatif est plus faible seront plus enclins à accepter un emploi en dehors de la ferme puisque leur coût d'opportunité à délaisser l'entreprise est moindre. De plus, le travail hors ferme offre un effet de diversification des revenus qui permet de couvrir les risques liés à la pratique de

l'agriculture.⁴ Certaines études ont démontré le caractère bénéfique de ce mode de production. Par exemple, Beaudoin (2010) a établi que la possibilité de toucher un revenu supplémentaire en période d'établissement a un impact positif sur les dépenses du ménage ainsi que sur le financement de l'entreprise. Néanmoins, certains effets néfastes peuvent être associés au travail hors ferme et avoir des implications sur la productivité et l'efficacité des entreprises.

Dans tous les cas, cette réalité de la pluriactivité des ménages agricoles nécessite un questionnement quant à savoir s'il faut encourager ou non ce genre de pratique, spécialement dans un contexte où l'État tend à se désengager en termes de soutien agricole. Certaines études ont démontré la présence d'une corrélation inverse entre le soutien et l'adoption du travail hors ferme (Poon et Weersink, 2011; Weersink, Nicholson et Weerhewa, 1998). Ainsi, d'après le recensement d'Agriculture Canada, les exploitants de fermes laitières étaient considérablement moins susceptibles de déclarer du travail hors ferme, comparativement à ceux de toutes autres exploitations agricoles (Statistiques Canada, 2008). Au Québec en 2008, 35 % des revenus étaient attribuables au travail hors ferme et 65 % au bénéfice net d'exploitation (Statistique Canada, 2008). Ce résultat s'explique par le fait (1) que cette production nécessite une présence soutenue laissant ainsi peu de temps aux occupations hors fermes et (2) que la protection offerte par la gestion de l'offre assure une stabilité au revenu (George Morris Center, 2011). Cependant, une réalité intrinsèque au secteur – soit la difficulté d'accès au quota- pourrait favoriser l'adoption du travail hors-ferme. Par ailleurs, Weersink et *al.* (1998) montre que les producteurs laitiers américains dépendent davantage des revenus hors ferme que les producteurs canadiens. L'auteur affirme que ce résultat s'explique par le fait que les Américains ne bénéficient pas des mêmes filets de sécurité sociale que les Canadiens – notamment en matière d'assurance maladie et de sécurité du revenu- ce qui contribue à accroître la volatilité de leur revenu agricole. Par conséquent, on peut s'attendre à ce qu'un changement dans le mode de mise en marché du lait et un coût élevé d'établissement combiné à une difficulté d'accès aux quotas contribuent à exercer

⁴ D'autres raisons sont évoquées pour le choix de la pluriactivité : la possibilité de toucher un revenu plus élevé, la nécessité de rembourser les emprunts inhérents à l'établissement des jeunes agriculteurs ou la possibilité d'accéder plus rapidement au titre de propriétaire (Info-transfert, 2006). De plus, les avancées technologiques et de communication favorisent l'essor d'une agriculture pluriactive en rendant les tâches agricoles plus automatisées libérant ainsi le facteur travail (Lien, Kumbhakar et Hardaker, 2010).

une pression à la hausse sur l'adoption du travail hors ferme chez les producteurs laitiers. Cela rend pertinent l'étude de ce phénomène dans ce secteur de production qui occupe une place de choix dans le secteur bioalimentaire québécois.

Les recherches vouées au travail hors ferme dans le secteur laitier ont surtout étudié les déterminants de son adoption, les caractéristiques des travailleurs hors ferme ainsi que le lien entre la variabilité des revenus et l'offre de travail hors ferme (Sumner 1982, Mishra et Goodwin, 1997, Weersink et *al.*, 1998, Fernandez-Cornejo 2007, Lien et *al.*, 2010). Ces études amènent quelques constats intéressants sur le travail hors fermes dans le secteur laitier et corroborent les résultats du *George Morris Center*. Par exemple, l'étude menée par Fernandez-Cornejo (2007) révèle que les producteurs laitiers aux États-Unis sont moins enclins à travailler hors ferme étant donné l'intensité du travail propre au secteur laitier. De plus, les producteurs laitiers qui travaillent hors ferme ont tendance à exiger une compensation plus élevée que ceux des autres productions, en d'autres mots, le coût d'opportunité de ces producteurs est plus élevé (Fernandez-Cornejo, 2007).

Ainsi, l'objectif général de cette recherche est d'analyser l'effet du travail hors ferme sur l'efficacité technique des fermes laitières au Québec en tenant compte de potentiels biais de sélection tant sur les variables observables que les non-observables. En effet, le choix d'adopter le travail hors ferme dépend de certaines caractéristiques des producteurs rendant le processus de génération des données non aléatoire (Owusu, Abdulai et Abdul-Rahman, 2010.). Par conséquent, deux types de biais doivent être pris en considération dans la modélisation : les biais dus aux variables observables et ceux dus aux variables non observables (Bravo-Ureta, Greene et Solís, 2012). Cependant, à notre connaissance, aucune étude n'a appliqué cette technique à un contexte de travail hors ferme. De plus, très peu d'attention a été portée à l'effet du travail hors ferme sur l'efficacité des fermes laitières dans la littérature. Et, les publications sur la qui traitent de la question n'ont pas pris en considération la possible présence d'un effet de sélection.

La suite de ce document sera consacrée dans un premier temps à la présentation de la littérature sur les motivations de l'adoption du travail hors ferme ainsi que sur son effet sur l'efficacité des entreprises. Une revue des différentes méthodes permettant de contourner les biais de sélection sera également présentée. Dans un deuxième temps, les aspects relatifs à la méthodologie utilisée

pour répondre aux objectifs de ce mémoire seront détaillés. La présentation des résultats suivra avant de conclure.

2 Revue de la littérature empirique sur les approches d'analyse du travail hors ferme

2.1 Travail hors ferme et efficience technique

Une des premières études portant sur l'effet du travail hors ferme sur l'efficacité est attribuable à Kumbhakar, Biswas et DeeVon (1989). Le modèle utilisé est composé de deux facteurs endogènes, le travail et le capital, et de trois facteurs exogènes, l'éducation, le travail hors ferme et la taille de l'entreprise. Ainsi, le travail hors ferme est considéré comme un facteur de production. Leur hypothèse de base est que le travail de l'opérateur principal est un facteur indivisible. Par conséquent, lorsque ce dernier s'affaire davantage au travail hors ferme, des conséquences négatives peuvent se faire ressentir au niveau de l'efficacité. Leurs résultats indiquent que le travail hors ferme est négativement associé à l'efficacité technique.⁵ Ce résultat est également obtenu par Goodwin et Mishra (2004)⁶ ou encore Chang et Wen (2010)⁷. Goodwin et Mishra (2004) montrent également qu'alternativement une plus grande efficacité a un effet négatif sur l'offre de travail hors ferme accréditant ainsi l'hypothèse d'une endogénéité du travail hors ferme. Cette hypothèse est également formellement posée par Lien et *al.* (2010) qui ont étudié les déterminants du travail hors ferme et ses effets sur la performance des producteurs de grains en Norvège. Ces auteurs formulent l'hypothèse selon laquelle le travail hors ferme et la production sont endogènes et déterminés simultanément. Dans un système d'équations

⁵ Par ailleurs, le coefficient d'élasticité du facteur de production travail est beaucoup plus important dans le cas des entreprises de petite taille. Par conséquent, ces entreprises bénéficieraient davantage d'une présence accrue à la ferme ou du fait d'engager un nouvel employé. Or, c'est principalement cette catégorie de ferme qui s'adonne le plus au travail hors ferme.

⁶ Goodwin et Mishra (2004) estiment deux équations à forme réduite représentant l'offre de travail hors ferme et l'efficacité. Leur mesure d'efficacité est donnée par le ratio du revenu brut agricole sur le coût variable total.

⁷ Chang et Wen (2010) ont étudié la différence entre les niveaux de production, d'efficacité technique et du niveau de risque des producteurs travaillant hors ferme et ne travaillant pas hors ferme. Ils ont estimé deux frontières stochastiques qui permettent de modéliser simultanément l'efficacité technique et le risque pour les producteurs travaillant et ne travaillant pas hors ferme. Le critère de dominance stochastique est utilisé afin de comparer les différences dans la distribution des paramètres estimés représentant l'efficacité technique entre les deux groupes.

simultanées, ils ont estimé la fonction de production et l'offre de travail hors ferme.⁸ Leurs résultats démontrent que le travail hors ferme n'a pas une influence significative sur l'efficacité. Ce résultat peut s'expliquer par le fait qu'étant donné la diminution des heures consacrées aux travaux de la ferme, les producteurs doivent s'assurer de faire le meilleur usage du temps qu'ils y consacrent. Lien et al. (2010) et Goodwin et Mishra (2004) ont pris en considération l'existence des biais de sélection dans l'analyse de l'impact du travail hors ferme sur l'efficacité. Cependant, ces analyses ne permettent pas de capter l'ensemble des biais de sélection qui peuvent être à la fois dus aux variables observables et inobservables.

2.2 La prise en compte des biais de sélection

Le fait de vérifier l'effet du travail hors ferme sur l'efficacité des entreprises nécessite une méthodologie particulière qui permet de prendre en considération les biais de sélection dus aux variables observables et non observables. Puisque les producteurs décident de leur propre chef de recourir au travail hors ferme, les biais de sélection jouent un rôle important dans l'analyse des résultats obtenus.

L'efficacité technique d'un producteur est observée soit en présence ou en absence de travail hors ferme. Elle n'est donc jamais observée simultanément pour un même individu. Ainsi, si un individu effectue du travail hors ferme, son efficacité technique en situation sans travail hors ferme, le *contrefactuel*, est inconnue. Formellement, la situation contrefactuelle est définie comme une représentation fictive de l'état d'un individu dans une situation non observée. Les études de l'évaluation de l'impact du travail hors fermes sont donc en présence d'un problème de données manquantes dû à l'absence de données contrefactuelles (Rosenbaum et Rubin, 1983).

La présence des biais de sélection implique que la situation moyenne des individus qui ont reçu le traitement n'aurait pas été la même en l'absence de traitement que celle des individus dans le groupe n'ayant pas été traités. Ceci s'explique par le fait que l'assignation des individus dans un

⁸ Lien et al. (2010) utilisent des données de panel ce qui leur permet de contrôler pour les biais dus aux facteurs non observés invariables. Un autre aspect unique de cette étude est que les deux facteurs endogènes, soit le niveau de production et la décision de travailler, sont inclus dans les deux équations du système.

groupe n'est pas aléatoire. Dans le cas de la présente étude, l'adoption du travail hors ferme s'explique par certaines variables, notamment par la taille de l'entreprise agricole, le niveau d'éducation, l'aversion au risque, le désir de poursuivre une carrière professionnelle ou le niveau de satisfaction avec la vie à la ferme. Par conséquent, ceux qui adoptent le travail à l'extérieur se distinguent significativement de ceux qui se consacrent totalement aux travaux de la ferme. Dans le cas, où les caractéristiques déterminant l'adoption influencent également l'efficacité, alors les résultats obtenus comparant les deux groupes sont caractérisés par un biais de sélection.

Dans le cas d'une étude expérimentale où l'attribution du traitement se fait de façon aléatoire, le problème des biais de sélection ne se pose pas. Cependant, ce type de conception est dispendieux à implanter et parfois tout simplement impossible. La plupart des études en sciences sociales utilisent des données d'observation c'est-à-dire qu'elles sont collectées dans un environnement non contrôlé. Le choix de se lancer dans le traitement ou non dépend d'un ensemble de caractéristiques. C'est donc l'absence de distribution aléatoire entre les individus traités et non traités qui a motivé le développement de méthodes permettant de contrôler pour les biais de sélection rendant par le fait même l'échantillon aléatoire (Duflo et *al.*, 2007). Deux cas de figure sont à distinguer : les biais de sélection sur les variables observables et ceux sur les variables non observables.

2.2.1 Sélection sur variables observables

Il existe différentes approches pour contrôler les variables observables.⁹ Dans le cas où l'ensemble des caractéristiques à contrôler est de petite dimension, il est possible d'utiliser un estimateur

⁹ Dans le cas de la présente étude, l'hypothèse d'indépendance entre le niveau d'efficacité et le choix de travailler hors ferme est peu probable (Lien et al., 2010; Goodwin et Mishra, 2004). Une hypothèse moins forte serait de considérer que l'indépendance entre le niveau d'efficacité et la participation au travail hors ferme est conditionnelle à un ensemble de caractéristiques observables des entreprises agricoles ou de leurs gestionnaires. L'hypothèse d'indépendance conditionnelle (HIC) est fondamentale pour les études d'évaluation. Cette hypothèse est également connue sous le nom de l'hypothèse d'absence de confusion (*unconfoundedness*) (Imbens et Wooldridge, 2009 et Cameron et Trivedi, 2005). Une seconde hypothèse est l'hypothèse de chevauchement ou l'hypothèse d'appariement. Cette condition implique qu'un ensemble de caractéristiques doit être présent autant chez le groupe des travailleurs hors ferme que chez ceux ne travaillant pas hors ferme. Si cette hypothèse est omise, alors on peut se retrouver avec des groupes à comparer qui sont complètement différents. Ainsi chaque individu travaillant hors ferme possède sa contrepartie ne travaillant pas hors ferme possédant des caractéristiques similaires. Ces deux hypothèses assurent la forte ignorance de l'assignation de traitement (soit l'adoption du travail hors ferme dans ce cas) au sens de

d'appariement sur les caractéristiques observables (Rubin, 1977; Angrist, 1998). La méthode consiste à associer chaque individu i traité à un autre individu non traité et dont les caractéristiques sont identiques au sens du vecteur de variables observées. L'effet de traitement se trouve à être la moyenne de chaque groupe pondérée par le nombre d'observations dans ces groupes. Cependant, cette méthode ne convient pas dans le cas où le vecteur des caractéristiques à contrôler contient beaucoup d'éléments ou inclut des variables continues (Duflo *et al.*, 2007).

Ce problème de dimensionnalité est corrigé par une autre méthode proposée par Rosenbaum et Rubin (1983). Leur proposition consiste à modifier l'hypothèse d'indépendance conditionnelle. Dans leur cas, l'indépendance n'est plus conditionnelle aux variables observables, mais à un score de propension qui est lui fonction des variables observables. Formellement, le score de propension est la probabilité pour un individu d'être dans le groupe de traitement conditionnellement à un vecteur de variables observées. Une hypothèse clé dans les études d'évaluation est la condition de balancement. Cette condition implique que les individus possédant un score de propension similaire pourront, de manière aléatoire, adopter ou non le travail hors ferme. Rosenbaum et Rubin (1983) ont démontré que le respect de la condition de balancement est suffisant pour assurer l'hypothèse d'indépendance conditionnelle. Ce résultat implique qu'il n'est pas nécessaire d'apparier les individus sur l'ensemble des variables de conditionnement, mais uniquement sur le score de propension qui représente un résumé de l'ensemble de ces variables (Brodsky *et al.*, 2002; Cameron et Trivedi, 2005).

Dans le secteur agricole, cette approche a été utilisée pour l'évaluation des programmes. À titre d'exemple, Rodriguez *et al.* (2007) ont étudié l'impact du programme MAUNLAD qui vise à diminuer la pauvreté dans les communautés productrices de noix de coco aux Philippines. Les résultats démontrent que l'utilisation de l'appariement des données selon le score de propension constitue un bon substitut à l'observation contrefactuelle. De plus, le fait d'omettre les potentiels biais de sélection sur observables contribue à sous-estimer l'efficacité du programme. Autant que nous sachions, seuls Owusu, Abdulai et Abdul-Rahman (2010) ont appliqué cette méthode au

Rosenbaum et Rubin (1983), ce qui signifie que le conditionnement sur l'ensemble des variables affectant à la fois le traitement et le résultat assure l'attribution aléatoire du traitement. En d'autres mots, la « *randomisation* » est assurée sur cet ensemble et non sur l'attribution aléatoire au traitement (Brodsky, Crépon et Fougère, 2002).

travail hors ferme. Ces auteurs ont examiné l'impact du travail hors ferme sur le revenu familial et la sécurité alimentaire au sein des familles d'une région du Ghana. Ils ont utilisé l'appariement des données par score de propension afin de prendre en considération les éventuels biais de sélection. Leur résultat démontre la présence de biais de sélection et justifie l'utilisation du score de propension afin de balancer la distribution des variables entre les groupes traités et non traités. Néanmoins, même si cette méthode permet de corriger en partie les biais de sélection certains d'entre eux seront encore présents dans le cas où les biais proviennent de variables évoluant dans le temps.¹⁰

2.2.2 *La sélection sur les variables inobservables*

Tel que mentionné plus tôt, l'introduction d'une correction telle que le score de propension ne permet pas de régler tous les problèmes liés aux biais de sélection. Dans certains cas, la décision de participation est liée à des variables qui peuvent difficilement être mesurables quantitativement tels que l'ambition ou les qualités de gestionnaires de l'entreprise. Ainsi, une solution alternative permettant de résoudre les problèmes de sélectivité est d'utiliser une modélisation jointe des résultats potentiels et de l'affectation au traitement, en posant l'hypothèse que ces trois variables dépendent du terme d'erreur inobservable, potentiellement corrélé entre eux (Brotady et *al.*, 2002).

Les biais de sélection surviennent en raison de la corrélation entre la variable indiquant le traitement et le terme d'erreur aléatoire dans l'équation à estimer. La méthode d'estimation par variables instrumentales permet également de résoudre le problème de biais de sélection et consiste essentiellement dans la détermination d'une ou plusieurs variables qui influencent la sélection (dans notre cas, l'adoption du travail hors ferme), mais non le résultat, l'efficacité technique de l'entreprise. Par conséquent, la variable instrumentale ne devrait pas être corrélée avec le terme d'erreur aléatoire et elle peut ainsi servir à l'estimation sans qu'il y ait de biais. Dans la pratique, le choix d'un instrument valide peut être difficile. Cette méthode se distingue de

¹⁰ Tamini (2011) utilise cette approche pour évaluer l'impact des activités de conseil sur l'adoption de pratiques agroenvironnementales par les producteurs agricoles québécois. L'auteur montre l'importance de corriger pour les biais de sélection lors de l'étude de l'impact du conseil en agroenvironnement.

la précédente dans le sens qu'elle permet d'obtenir des estimateurs non biaisés (si le modèle est bien spécifié) en une seule étape et n'exige pas la modélisation explicite du processus de participation. Cependant, elle ne permet pas de déterminer l'ampleur du biais de sélection comme dans le cas de la procédure de Heckman (Brodsky et *al.*, 2002).

Key et McBride (2008) ont utilisé l'estimation par variables instrumentales afin d'évaluer si la contractualisation permet d'augmenter la productivité des fermes. Les auteurs font remarquer que pour mesurer l'effet des contrats sur la productivité, il est nécessaire de contrôler pour les différences entre les producteurs qui utilisent les contrats et ceux qui ne le font pas.

Heckman (1979) propose un modèle à 2 étapes. La première étape consiste à identifier les sources de différenciation existantes entre les deux groupes à l'aide d'un modèle probit. Cette étape permet de déterminer les effets des différentes variables du modèle sur la variable dépendante afin de pouvoir les contrôler lors de l'estimation du modèle (seconde étape). Cette méthode permet de capturer les effets non mesurés par les variables observées sur la variable dépendante. Les résidus de l'équation de sélection (première étape) correspondant aux effets non observés servent à construire un facteur dit de contrôle du biais de sélection, qui correspond au ratio inverse de Mill (RIM). Dans la seconde étape de la procédure, le RIM est introduit dans le modèle en tant que variable explicative supplémentaire. Le coefficient associé au RIM peut être interprété comme la part des caractéristiques non observées corrélées avec la variable dépendante. Par conséquent, les autres variables explicatives du modèle sont exemptes des biais causés par les facteurs non pris en compte dans le modèle initial.¹¹ Dans le domaine agricole, Sipiläinen et Oude Lansink (2005) est un exemple d'application de cette approche. Ces auteurs analysent l'efficacité technique des producteurs agricoles conventionnels et biologiques et démontrent que la présence de biais de sélection était significative.

L'approche proposée par Heckman est de loin la plus utilisée dans la littérature depuis les 20 dernières années (Greene, 2010). Or certains auteurs, tels que Kumbhakar, Tsionas et Sipiläinen

¹¹ Néanmoins, lorsque l'on applique une procédure en deux étapes dans laquelle la deuxième étape inclut une variable qui est estimée dans la première, la matrice de variance-covariance doit être corrigée afin de tenir compte de l'hétéroscédasticité. Il est souvent proposé dans la littérature d'utiliser une correction de Murphy-Topel (Greene, 2010 ; Wollni et Brümmner, 2011) ou alors, lors des tests d'hypothèse d'utiliser des méthodes de bootstrapping.

(2009) et Greene (2010), lui reprochent de ne pas être appropriée dans le cas où le modèle à estimer n'est pas linéaire. Ainsi, certaines modifications ont été apportées au modèle de base proposé par Heckman afin de le rendre plus adéquat.

Ainsi, Kumbhakar et *al.* (2009) proposent une approche systémique pour estimer la fonction de production et l'équation de choix de façon simultanée. Les équations sont estimées par le maximum de vraisemblance en permettant une différenciation dans les frontières de production biologique et conventionnelle. Dans leur spécification, l'inclinaison vers la production biologique dépend d'un vecteur de variable et de l'inefficacité technique. L'efficacité technique ne peut pas être simplement mesurée par la fonction de production, mais doit également exploiter l'équation qui détermine le choix technologique (conventionnel vs biologique). Greene (2010) a également stipulé que le modèle proposé par Heckman ne convenait pas au modèle non linéaire. Dans son cas, la critique porte sur le fait que dans un modèle non-linéaire, tel que la frontière stochastique, le RIM ne prend pas la forme que l'espérance conditionnelle que la moyenne prend habituellement. Conséquemment, il a développé une extension du modèle de Heckman pour le cas spécial d'une frontière stochastique en posant l'hypothèse que les facteurs non observables déterminant la sélection sont corrélés avec le terme d'erreur dans le modèle frontière. Le modèle est estimé dans une procédure en deux étapes en utilisant l'estimation par maximum de vraisemblance simulé et l'écart-type est ajusté par la correction de Murphy-Topel.

Wollni et Brümmer (2011) ont estimé deux frontières de production dans un échantillon de producteurs de café du Costa-Rica afin de prendre en considération les différences technologiques entre les producteurs conventionnels et ceux de cafés spécialisés. Ils ont également considéré les possibles biais de sélection puisque certains facteurs peuvent influencer à la fois l'efficacité et le choix de produire un certain type de café. La méthode proposée par Greene (2010) a été modifiée puisqu'elle ne permet pas d'estimer simultanément deux frontières de production distinctes. Par conséquent, ils ont utilisé un modèle de régression linéaire pour estimer l'effet d'un vecteur de variables spécifiques aux caractéristiques de la ferme sur l'inefficacité technique obtenue par le modèle de Greene. Cette approche n'est pas cohérente avec les principes du maximum de vraisemblance simulé puisque le terme d'inefficacité est présumé être *i.i.d.* dans l'analyse frontière alors que dans la partie régression on s'attend à ce

qu'il dépende d'un certain nombre de variables spécifiques aux fermes. Comme mentionnés par les auteurs, les résultats obtenus doivent être interprétés avec discernement et utilisés à titre comparatif seulement.

Rahman et *al.* (2009) ont utilisé la spécification de Greene (2006) pour analyser l'efficacité d'un échantillon de producteurs de riz en Thaïlande. Ils ont comparé le changement de la culture d'un riz de qualité basse qualité vers la culture d'un riz de haute qualité. Leurs résultats indiquent que la correction pour l'adoption de cultivars de meilleure qualité produit des résultats fortement différents dans l'estimation de la frontière de production ce qui signifie la présence d'un important biais de sélection.

2.2.3 L'intégration des biais de sélection sur les observables et les inobservables

À notre connaissance, Bravo-Ureta et *al.* (2012) sont les seuls chercheurs à avoir intégré ces deux composantes à un modèle frontière stochastique. Leur étude consiste à mesurer l'impact de l'adoption du programme MARENA au Honduras. Ils ont utilisé l'appariement des données par score de propension afin de contrôler pour les biais dus aux variables observables et la spécification de Greene (2010) pour la correction des biais non observables. Leurs résultats démontrent que les producteurs qui adoptent le programme sont plus efficaces. L'appariement des données réduit l'écart entre les bénéficiaires et les non-bénéficiaires. Ce résultat est attendu puisque l'appariement rend les deux groupes comparables en termes d'observables. Cet écart est encore plus réduit à la suite de la correction pour les biais de sélection sur les non observables. Ainsi l'omission de la prise en considération de ces biais contribue à surestimer l'effet du programme.

3 Approche méthodologique

La méthodologie utilisée s'inspire de celle proposée par Bravo-Ureta et *al.* (2012). Nous estimons une fonction de coût stochastique¹² et telle que :

$$(1) \quad C_i = \mathbf{w}_i \boldsymbol{\delta} + v_i - u_i \quad (i = 1, \dots, N)$$

Où, pour la firme i , le paramètre C_i représente le coût de production et le vecteur X_i contient le logarithme du coût unitaire des K inputs utilisés dans le processus de production et le prix du lait, $\boldsymbol{\delta}$ est un vecteur ($K \times 1$) des paramètres à estimer, v_i représente le terme d'erreur aléatoire de loi $N(0, \sigma_v^2)$, et qui est par hypothèse indépendamment et identiquement distribué (*i.i.d.*), u_i représente le terme d'inefficacité technique qui est positif par définition et ayant une distribution semi-normale. Ce terme est, par hypothèse, considéré comme indépendant de v_i . L'efficacité technique (Υ) est définie par (Aigner, Lovell et Schmidt, 1977)¹³

$$(2) \quad \Upsilon_i = e^{-u_i}.$$

L'efficacité technique prend une valeur comprise entre 0 et 1.

La fonction de coût définie par l'équation (1) est approximée par la forme fonctionnelle translog¹⁴ :

¹² Une approche DEA (*data envelopment analysis*) peut également être utilisée. La méthode de DEA fut développée par Farrell (1957) et popularisée par Charnes, Cooper et Rhodes. (1978). Lansink et Reinhard (2004) ont utilisé DEA pour examiner les possibilités de croissance technique, économique et la performance environnementale des fermes porcines néerlandaises. Picazo-Tadeo, Gómez-Limón et Reig-Martínez. (2011) l'ont utilisé pour calculer l'efficacité environnementale d'un groupe de producteurs agricoles espagnols puisque cette technique permet de modéliser facilement une production multi produits tels que les biens agricoles et les dommages environnementaux. Hansson et Öhlmer (2008) ont étudié l'effet de l'adoption des pratiques de gestion opérationnelle sur l'efficacité technique et allocative des fermes laitières de Suède. Un potentiel problème de cette étude comparative est qu'elle ne prend pas en compte les potentiels biais de sélection dus au choix au non d'adopter de meilleures pratiques de gestion. Cook et Seiford (2009) font une revue des récents développements dans l'application de DEA.

¹³ Voir Nbaga, Romain et Larue (2003), Yélou, Larue et Tran (2010) ou encore Tamini, Larue et West (2012) pour des applications au secteur agricole québécois.

¹⁴ Voir par exemple Ferrier et Lovell (1990).

$$(3) \quad \ln C_i = \beta_0 + \sum_m \beta_m \ln w_{i,m} + 0,5 \sum_m \sum_n \beta_{mn} \ln w_{i,m} \ln w_{i,n} + \alpha_y \ln y_i + 0,5 \alpha_{yy} (\ln y_i)^2 + \sum_m \rho_m \ln w_{i,m} \ln y_i + \varepsilon_i$$

où C est le coût total des intrants, w_m le prix unitaire de l'intrant m , y la production de lait et finalement $[\beta_0, \beta_m, \beta_{mn}, \alpha_y, \alpha_{yy}, \rho_m]$ le vecteur de paramètres à estimer. Nous formulons l'hypothèse selon laquelle les caractéristiques inobservées des travailleurs hors fermes sont corrélées au terme d'erreur de la fonction de coût. Les variables de la fonction de coût sont décrites au tableau A1. La correction de ce biais de sélection passe alors par une estimation préliminaire d'un modèle probit expliquant la présence ou non de travail hors ferme. Cette équation de sélection est définie par

$$(4) \quad d_i = 1[\gamma'z_i + \xi_i > 0], \quad \xi_i \sim N(0,1)$$

Où d_i est une variable binaire égale à 1 lorsque le producteur adopte le travail hors ferme et de 0 dans le cas contraire. Le vecteur z représente l'ensemble des variables qui détermine l'adoption du travail hors ferme, ξ_i est le terme d'erreur dans l'équation de sélection et γ les paramètres à estimer. L'estimation de modèle spécifié par l'équation de sélection (4) permet de calculer le ratio inverse de Mills (RIM) défini comme suit :

$$(5) \quad \lambda = \frac{\phi(\gamma'z_i/\sigma)}{\Phi(\gamma'z_i/\sigma)}$$

où ϕ représente la fonction de densité et Φ la fonction cumulative de densité. La fonction de coût est alors estimée en intégrant le RIM comme variable additionnelle permettant ainsi de tenir compte du biais de sélection sur les variables inobservables.

Tel que mentionné dans la section précédente, si l'adoption du travail hors ferme s'était fait selon un processus aléatoire entre les individus - comme c'est le cas dans les études expérimentales - alors son effet sur l'efficacité des entreprises serait mesurées par la différence entre ceux qui adoptent et ceux qui n'adoptent pas. Cependant, dans les études utilisant des données d'observation il devient nécessaire de se servir de certaines techniques statistiques pour

contourner ce problème d'inférence. Si l'on se réfère à une forme réduite du modèle définissant l'efficacité technique des producteurs laitiers et de l'adoption du travail hors ferme on a :

$$(6) \quad Y_i^T = F^T(\mathbf{m}_i) + \lambda_i^T \quad (T = 0,1)$$

$$(7) \quad T_i = G(\mathbf{x}_i) + \zeta_i$$

Où Y_i^T représente l'efficacité d'une entreprise agricole i avec $T = 1$ en cas de travail hors ferme et $T = 0$ dans le cas contraire. L'efficacité technique dépend d'un vecteur de variables observables \mathbf{m}_i et d'un vecteur d'inobservables λ_i . Le vecteur de variable \mathbf{x}_i est un sous-ensemble du vecteur \mathbf{m}_i et comprend les variables influençant le choix de travailler hors ferme tandis que les caractéristiques inobservables propres à chaque producteur sont comprises dans le terme d'erreur ζ_i . Suivant la littérature sur l'évaluation (Rosebaum et Rubin, 1983), l'effet moyen du travail hors ferme est défini par comme :

$$(8) \quad \Gamma = E(Y_i^1 - Y_i^0)$$

Cependant une seule des situations est présente dans la base de données pour chaque producteur et donc,

$$(9) \quad Y_i = T_i Y_i^1 + (1 - T_i) Y_i^0 \quad (T = 0,1)$$

Par conséquent, l'effet moyen donné par l'équation (8) est :

$$(10) \quad \Gamma = P \cdot [E(Y^1 | T = 1) - E(Y^0 | T = 1)] + (1 - P) \cdot [E(Y^1 | T = 0) - E(Y^0 | T = 0)]$$

où P représente la probabilité d'observer un producteur avec $T = 1$ dans l'échantillon. La probabilité conditionnelle qu'un producteur i adopte le travail hors ferme, étant donné le vecteur de caractéristiques \mathbf{x} est défini comme suit:

$$(11) \quad p_i = p(\mathbf{x}_i) = Prob[T_i = 1 | \mathbf{x}_i]$$

Cette probabilité conditionnelle est le score de propension permettant d'identifier des producteurs similaires. Dans ce cas, l'hypothèse d'indépendance conditionnelle devient plausible puisque l'on suppose que l'adoption est aléatoire –non corrélée à \mathbf{x} – à l'intérieur des groupes possédant le même score de propension.¹⁵ Ainsi, l'effet du travail hors ferme sur l'efficacité pour les producteurs possédant le même score de propension peut être modélisé de la façon suivante :

$$(12) \quad \Gamma(p(\mathbf{x})) = E(Y^1|T=1, p(\mathbf{x})) - E(Y^0|T=0, p(\mathbf{x})),$$

Le choix des variables pour l'implantation du score de propension est d'une importance capitale (Caliendo et Kopeinig, 2005). L'appariement des données implique que l'efficacité est indépendante de l'assignation au travail hors ferme conditionnellement au score de propension. Ainsi, la sélection d'un ensemble de variables doit se faire selon cette condition. L'omission d'une variable importante peut être une cause de la création de biais dans les estimations des coefficients (Heckman, Ichimura et Todd, 1997).¹⁶ Seules les variables qui influencent simultanément la décision de participation et l'efficacité doivent être incluses dans le vecteur des

¹⁵ Une autre condition à imposer concernant le score de propension est celle de support commun voulant que celui-ci être bordé entre 0 et 1. Cette hypothèse permet d'améliorer la qualité de l'appariement puisqu'elle impose d'éliminer des observations qui se trouvent dans les queues de la distribution de $p(\mathbf{x})$. Étant donné que l'estimation du score de propension dépend grandement de la présence d'une zone de support commun, il importe de vérifier cette hypothèse. Lechner (2000) affirme qu'une façon simple de vérifier cette condition est d'observer la distribution du score de propension. Une autre technique est de supprimer toutes les observations dont le score est plus petit que le minimum du groupe opposé ou plus grand que le maximum. Cependant, certains désavantages sont associés à cette pratique, par exemple il peut exister des zones à l'intérieur du support commun où le chevauchement est limité - soit un intervalle dans lequel on retrouverait seulement des individus travaillant hors ferme. Une fois que la région de support commun est définie, les observations ne s'inscrivant pas dans celle-ci doivent être éliminées et pour ces individus l'effet de traitement ne peut être déterminé. L'interprétation des résultats reste valide lorsque cette proportion est faible. Cependant, si le nombre d'observations éliminées est important, on peut s'interroger sur la qualité des estimations sur les observations restantes. Il peut alors être intéressant d'étudier les caractéristiques des individus éliminés puisque ceux-ci peuvent contribuer à l'interprétation des résultats (Caliendo et Kopeinig, 2005).

¹⁶ Seules les variables qui influencent simultanément la décision de participation et l'efficacité doivent être incluses dans le vecteur des caractéristiques. Les variables de l'ensemble \mathbf{m} ne doivent pas être affectées par la participation, du moins, il faut s'assurer que les variables ne sont pas influencées par l'anticipation de la participation. Bryson, Dorsett et Purdon (2002) ont démontré que la sur paramétrisation peut être problématique pour deux raisons. Premièrement, l'inclusion d'une variable étrangère intensifie le problème lié à l'hypothèse de chevauchement. Deuxièmement, même si l'inclusion d'une variable non significative dans la spécification du score de propension ne cause pas de biais dans l'estimation de celui-ci, cela peut augmenter sa variance. Cependant, Millimet et Tchernis (2009) démontre qu'il n'y a pas de coût majeur à sur paramétrer. D'autres auteurs, tel que Rubin et Thomas (1996) ont argumenté qu'une variable devrait être omise seulement dans le cas où il y a un consensus quant à l'absence de relation entre celle-ci et le résultat. S'il y avait un doute, alors ils recommandent d'inclure la variable dans l'estimation du score.

caractéristiques. Le choix des variables devrait se faire selon la théorie économique et les évidences empiriques d'études précédentes. Certains tests statistiques permettent de se prononcer quant à la spécification du modèle.

Plusieurs alternatives d'appariement sont répertoriées dans la littérature (Cameron et Trivedi, 2005). Dans le cadre de cette recherche, le critère du plus proche voisin sans remplacement a été retenu. Il s'agit de la méthode la plus facile à implanter et qui possède l'interprétation la plus intuitive. Cette méthode ordonne de façon aléatoire les individus traités et non traités. Ensuite, le premier individu traité est sélectionné et il est associé à l'individu contrôlé le plus semblable en termes de score de propension. Dans le cas où le remplacement est permis, les individus non traités peuvent être associés à plus d'un individu traité. L'appariement avec remplacement implique un compromis entre le contrôle pour le biais et la variance. Par exemple, si le score de propension est distribué de façon différente entre le groupe de traitement et celui de contrôle, la possibilité de remplacement permet d'obtenir de meilleures associations. Cependant, cette procédure réduit le nombre de non-participants distincts pour la construction de la situation contrefactuelle ce qui contribue à augmenter la variance de l'estimateur¹⁷.

Les étapes de la modélisation

Plusieurs étapes ont été suivies de façon séquentielle pour en arriver à une mesure de l'efficacité technique provenant de modèles qui ont été corrigés pour les biais dus aux variables observables et non observables. Elles permettent de comparer les résultats de chacune des approches méthodologiques.

1. Toutes les variables de la base de données sont utilisées pour estimer une frontière stochastique de coût (FSC) dans laquelle la variable binaire TRAVHF est incluse en tant que régresseur. Ce modèle ignore tout type de biais.

¹⁷ Voir Caliendo et Kopeinig (2005) pour une présentation des différents algorithmes d'appariement des données. Une fois que l'appariement est fait, il faut procéder à un test statistique afin d'en vérifier la qualité par l'utilisation d'un *test-t* permettant de vérifier l'absence de différence entre les moyennes des scores des groupes travaillant hors ferme et ceux ne travaillant pas hors ferme. Avant l'appariement on s'attend à ce que les groupes soient différents, cependant une fois que l'appariement est fait les variables de l'ensemble **m** devraient être balancées d'une façon telle que l'on ne devrait plus trouver de différences significatives entre les groupes.

2. Deux FSC sont estimées en utilisant l'ensemble de la base de données. Une frontière est estimée pour les travailleurs hors ferme et une autre pour ceux qui ne travaillent pas hors ferme. Dans ce cas, les biais de sélection ne sont également pas pris en considération.
3. Deux modèles FSC sont estimés en considérant la correction pour la sélectivité selon le modèle de Heckman (1979), un pour les travailleurs hors fermes et l'autre pour le groupe de contrôle.
4. Toutes les données sont utilisées pour faire l'appariement par score de propension. Cette étape permet de corriger pour les biais dus aux variables observables en créant des groupes dans lesquels les travailleurs et les non-travailleurs hors ferme sont semblables sur la base d'un ensemble de certaines caractéristiques.
5. Un modèle FSC est estimé de nouveau en utilisant seulement les données appariées. À cette étape, la variable binaire TRAVHF est utilisée comme variable explicative.
6. Deux modèles FSC sont estimés en utilisant les données appariées : un pour les travailleurs hors ferme et un autre pour le groupe de contrôle. Cette étape prend en considération seulement les biais dus aux variables observables.
7. Finalement, deux FSC sont estimées en utilisant les données appariées en utilisant le modèle de Heckman (1979). À cette étape les biais de sélection sur les observables et les non observables sont considérés.

4 Les données

Ce projet de recherche repose sur des données compilées par la fédération des syndicats de gestion agricole (SGA) du Québec dans la base de données AGRITEL. Le modèle repose sur l'estimation d'une sous fonction de coût dont la variable dépendante est une sous fonction représentée par la somme du coût unitaire des différents intrants utilisés pour l'estimation.¹⁸

¹⁸ L'utilisation de la sous fonction de coût est cohérente avec l'hypothèse de séparabilité faible de la fonction de production. L'homogénéité de degré 1 des sous-fonctions de production permettra d'assurer la séparabilité des sous fonctions de dépenses (Chambers, 1988).

4.1 Les données de la fonction de coût

Cinq variables indépendantes ont été retenues soit : le prix des concentrés, le prix du fourrage, le prix du travail, le prix du capital fixe ainsi que la quantité de lait produite. Les prix des aliments, des concentrés et des fourrages sont exprimés en \$ par kilogrammes. Ils ont été calculés en divisant leur valeur par la qualité pour chaque exploitation. Le travail est exprimé comme la somme déboursée en salaire par l'entreprise par unité totale d'employé à temps complet sur une base annuelle (UTP). Le capital est défini comme le total des actifs moyen long-terme et comprend la valeur des animaux reproducteurs, de la machinerie et des équipements, des bâtiments, de la terre, du quota, du compte CSRA et des autres actifs agricoles. Finalement, la quantité de lait est exprimée en valeur totale. L'homogénéité de degré 1 est imposée en divisant le prix des autres intrants par le coût unitaire du travail excepté la quantité de lait.

L'échantillon total comprend 14 195 observations repartis entre 2001 à 2011. De ce nombre, 362 font recours à du travail hors-ferme. Il y a présence de travail hors-ferme sur une entreprise lorsque l'un des trois principaux exploitants a un emploi à l'extérieur de l'entreprise. Le tableau 1 présente les principales statistiques descriptives des variables du modèle frontière.

<<< *Tableau 1* >>>

Le travail hors ferme est défini comme le fait qu'au moins un de trois principaux exploitants travaille à l'extérieur. Ainsi, 131 travailleurs correspondants au premier exploitant, 244 au deuxième et 54 au troisième effectuent des activités hors ferme. Pour l'explication de la décision d'adopter le travail hors fermes, plusieurs catégories de variables sont considérées :

- a. Variables caractérisant les 3 principaux exploitants : le sexe, l'âge, le nombre d'années d'expérience et le niveau de formation;
- b. Variables caractérisant l'entreprise : les actifs totaux, les dettes totales, la répartition du capital entre les 3 principaux exploitants, la forme juridique de l'entreprise, la taille de l'entreprise, le taux de réforme, le taux de remplacement, les salaires totaux;
- c. Variables plus générales : la région, année.

Ce groupe de variables servira également de base de sélection des variables utilisées pour l'estimation des scores de propension.

Le tableau 2 présente des statistiques descriptives des variables retenues permet d'expliquer l'adoption du travail hors ferme chez les producteurs et le calcul des scores de propension.

<<< *Tableau 2* >>>

5 Résultats empiriques

5.1 Facteurs déterminants l'adoption du travail hors ferme

Un modèle probit a été estimé afin d'analyser les facteurs déterminants l'adoption du travail hors ferme dans l'échantillon utilisé. Les résultats sont également utilisés afin de créer une variable, IMR, correspondant au ratio inverse de Mills qui sera utilisée pour la correction des biais pour les variables inobservables. Les résultats des estimations ce modèle sont présentés au tableau 3 suivant. Les variables significatives à 5% influençant positivement le fait de travailler hors ferme sont le taux de remplacement, le niveau des salaires payés, l'expérience du premier exploitant, la formation académique des trois exploitants et l'année.

En somme, l'échantillon utilisé corrobore certaines des conclusions observées dans la littérature. Par exemple, le niveau d'éducation est un facteur influençant fortement la décision de travailler hors ferme (Ponn et Weesink, 2003; Weersink, 1992). Ceci s'explique par le fait qu'un niveau d'éducation implique que la productivité du travail est plus grande à l'extérieur de la ferme, augmentant ainsi la probabilité de recherche d'emploi extérieur. Le montant payé en salaire explique également son adoption. En fait, cette réalité peut également être considérée comme une conséquence – lorsque le producteur décide de délaisser la ferme, le travail doit être assuré par une tierce personne. Cependant, la faible amplitude du coefficient indique que cet aspect est de moindre importance dans le processus décisionnel. Un autre fait intéressant : plus l'exploitant principal possède de l'expérience sur la ferme, plus il y aura adoption du travail à l'extérieur de l'entreprise. Ce résultat est contraire à certaines des études consultées qui ont démontré que le travail hors ferme était souvent associé aux producteurs en phase d'établissement et ce afin de

compenser pour le haut niveau d'endettement. Une explication plausible de ce résultat contraire à la littérature est qu'au Québec le processus de transfert de fermes entre les générations est souvent dispendieux en raison de la lourde capitalisation des entreprises. Dans certains cas, les premières générations d'exploitants se doivent de travailler à l'extérieur puisque les revenus de la ferme ne permettent pas de soutenir deux familles. De plus, les exploitants ayant plus d'expérience ont une plus forte probabilité de travailler hors ferme possiblement parce qu'ils sont plus efficaces dans la gestion des tâches à faire sur la ferme. Ils ont donc moins peur de manquer de temps. Un taux de remplacement plus élevé est associé à une adoption plus grande. Par conséquent, l'adoption se fait davantage par des exploitants qui sont moins performants au niveau de la technique d'élevage. La variable exogène, l'année, est également significative est positive. Ce résultat signifie que l'adoption du travail hors ferme est reliée à une conjoncture temporelle et qu'elle a été plus forte au cours des dernières années.

Les variables significatives à 5% influençant négativement le fait de travailler hors ferme sont le niveau d'actif total, le sexe du troisième exploitant et son niveau de participation au capital de l'entreprise, l'âge des trois principaux exploitants et l'expérience du deuxième exploitant. Ces résultats viennent soutenir ceux de Biorn et Bjornsen (2013) voulant que l'âge ainsi que le niveau d'investissement (actif total) soient négativement reliés au travail hors-ferme. Les entreprises ayant un fort capital et possiblement une technologie plus avancée auront tendance à se concentrer sur les activités de la ferme. Le fait que le troisième exploitant soit un homme influence le choix de travailler à l'extérieur. Le niveau de participation financière du troisième exploitant est également un facteur déterminant : moins celui-ci est impliqué dans l'entreprise plus il y aura du travail hors ferme. Les producteurs plus jeunes ont tendance à adopter davantage le travail hors ferme. Finalement, une expérience moindre, dans le cas du deuxième exploitant, est associée au travail hors ferme.

Il est à noter que le nombre d'années d'expérience a un effet ambigu sur l'adoption du travail extérieur dans notre cas. Weersink (1992) ou encore Weersink et al. (1998) avaient remarqué que le nombre d'années d'expérience en exploitation (ainsi que la taille de l'entreprise) avait un effet négatif sur la probabilité de travailler à l'extérieur, en raison de leur association positive avec la productivité marginale de la main d'œuvre sur l'exploitation.

Certaines variables jugées comme significatives dans la littérature sur la décision de travailler hors ferme n'ont pas d'impact sur l'échantillon utilisé. Par exemple, on aurait pu s'attendre à ce que la région soit un élément déterminant dans le choix de travailler hors ferme tel que mentionné par Poon et Weersink (2011). Même si leurs résultats n'ont pas démontré que la proximité d'un centre urbain soit un élément significatif dans le choix de travailler à l'extérieur, ils ont remarqué qu'un milieu régional dynamique était relié à une plus grande adoption. L'impact du sexe est également contraire aux attentes; alors que la littérature présente les femmes comme étant plus engagée dans le travail hors ferme, nos résultats vont dans le sens contraire. L'état financier de l'entreprise ne semble pas affecte le choix, alors que Weersink et al. (1998) avait soulevé l'importance des responsabilités financières dans l'adoption. Ainsi, les producteurs ne choisissent pas nécessairement le travail hors ferme dans l'optique d'améliorer leur état financier.

<<< *Tableau 3* >>>

5.2 Scores de propension

Cette étape permet de prendre en compte les biais pour les variables observables. Elle consiste en la création de groupes dans lesquels les producteurs possèdent des variables observables similaires. Les variables retenues pour le calcul des scores de propension portent :

- a. Les caractéristiques des exploitants
 - l'âge
 - la formation
- b. la structure des entreprises
 - la part de l'exploitant majoritaire
 - la forme juridique
 - la taille (nombre d'unité animale)
 - la charge salariale
 - l'importance des dettes

c. les variables exogènes

- la région
- l'année

Un modèle probit est estimé pour la constitution du score (équation (11)). Pour s'assurer que les variables sont balancées, un t test est utilisé pour les variables continues et un test de Wilcoxon (Statistique de Mann-Whitney) pour les variables binaires (Becker et Ichino, 2002). Selon la spécification du modèle, 10 groupes. Cependant, les variables ne sont pas balancées dans chacun de ceux-ci, c'est-à-dire que dans certains groupes les scores de propension n'ont pu être appariés de façon adéquate. Dans le groupe 5, la variable relevant de la formation du premier exploitant ne se retrouve pas de façon uniforme entre les deux groupes, alors que pour le groupe 6, il s'agit de la variable année. Le groupe 1 n'est également pas considéré dans l'analyse étant donné la trop forte représentation du groupe ne travaillant pas hors ferme. Par conséquent, seulement 7 groupes ont été retenus aux fins de l'analyse.

<<< *Tableau 4* >>>

5.3 La fonction de coût

Les tableaux 5 et 6 présentent une synthèse de l'ensemble des estimations. Le premier utilise la base de données avant l'appariement alors que le deuxième présente ceux qui l'ont subi.

La lecture de ce tableau indique que les différentes modélisations ont un impact sur les estimations. Il est intéressant de noter que dans le cas des exploitants qui ne s'adonnent pas au travail hors ferme, les coefficients du prix du lait ainsi que son interaction avec les autres variables prennent des signes différents dans le cas où l'on applique la correction de Heckman. De plus, l'application de la correction de Heckman rend le processus d'estimation plus difficile et certaines variables qui étaient significatives à la première étape ne le sont plus. Du côté des travailleurs hors ferme, il est intéressant de noter qu'avant la correction le coût des fourrages était la variable ayant le plus d'impact sur le coût de production. Or, avec l'application de la

correction, ce titre revient au coût des concentrés. Ainsi, les différentes modélisations ont des conséquences sur l'interprétation des résultats des frontières.

À la suite du processus d'appariement des données, la base de données est passée de 14 195 observations à 4 670. Évidemment, ceci n'est pas sans conséquence sur le niveau de significativité des modèles estimés. Par ailleurs, la correction de Heckman contribue à améliorer la qualité des résultats pour le groupe ne travaillant pas hors-ferme.

Les différentes estimations du groupe de contrôle donnent des résultats pratiquement similaires, mais comportent tout de même certaines différences qui peuvent influencer l'analyse. Par exemple, le coût du fourrage reste en élément significatif dans la fonction de coût que l'on apporte la correction de Heckman ou non. Cependant, c'est la valeur du lait qui l'influence la plus forte avant que l'on apporte la correction avec un coefficient de -1,42 alors que c'est le capital dans le cas où la correction de Heckman est appliquée avec un coefficient de 0,86. Le signe de la variable d'interaction entre le prix du lait et le coût du concentré est positif dans le premier cas et négatif dans l'autre.

Dans le cas du groupe travaillant hors ferme, les différences sont encore plus marquées. Tout d'abord, ce ne sont pas les mêmes variables qui sont significatives. Le prix du lait (-2,65) a l'influence la plus forte sans la correction de Heckman alors qu'il s'agit du coût du capital (2,02) lorsque celle-ci est appliquée. Encore une fois, il semblerait que le capital soit un élément important à optimiser pour les producteurs qui adoptent le travail hors ferme.

Somme toute, la lecture des tableaux 5 et 6 confirme qu'il existe des différences dans les modes de production dépendamment de la façon que les producteurs décident d'organiser leur travail. Il convient donc de porter une attention à l'hétérogénéité des groupes dans les estimations de modèle frontière, particulièrement si l'objectif de leur utilisation porte sur l'efficacité.

<<< *Tableaux 5 et 6* >>>

5.4 Les scores d'efficience

L'étude des scores d'efficience a démontré que ceux-ci varient en fonction de la modélisation utilisée. La comparaison de l'efficience entre les deux groupes amène à des conclusions différentes selon le type de modélisation. Dans le modèle où aucune correction n'est apportée, les résultats d'un test-t des scores d'efficience démontrent que le groupe des travailleurs hors ferme est légèrement plus efficace que celui se concentrant sur les activités de la ferme. L'ampleur de l'écart-type nous permet également de conclure que le groupe ne travaillant pas à l'extérieur est plus homogène en termes d'efficience que leur contrepartie.

Par la suite, nous avons appliqué la correction de Heckman sur l'ensemble de la base de données. Les résultats démontrent que le groupe travaillant hors ferme est légèrement plus efficace que le groupe témoin. Les résultats du *test-t* montrent que, entre les deux groupes, les scores d'efficience ne sont pas statistiquement différents.

Lorsque nous avons introduit la correction pour les variables observables à l'aide du score de propension, la comparaison s'est faite, dans un premier lieu, avec la situation initiale (eff1). Dans ce cas, il n'y a pas de distinction significative entre les deux groupes quant au niveau d'efficacité. Les résultats (comparaison entre eff1 et eff6) laissent présager que lorsque l'on corrige pour les biais sur les variables observables par l'utilisation d'un score de propension et l'appariement des données, le niveau d'efficience est légèrement avantaagé alors que les écart-type sont sensiblement les mêmes. Le résultat du *test t* nous permet le rejet de l'hypothèse nulle voulant que la différence entre les scores soit égale à zéro, par conséquent, il existe une différence significative dans le niveau d'efficacité obtenu entre les deux modèles. Lorsque l'on sépare l'échantillon des données appariées entre les deux groupes, les scores d'efficience affichent une différence significative et marquée. En effet, les non-travailleurs hors ferme ont un score de 0,85 alors que ceux travaillant à l'extérieur ont un score de 0,76. Ainsi, les résultats diffèrent totalement de la situation où aucun biais n'est considéré et la différence est plus marquée que dans le cas où l'on corrige seulement pour les biais dus aux variables inobservables. La dernière étape consistait à inclure les deux types de biais. Les résultats démontrent une différence significative entre les scores d'efficacité des deux groupes - les travailleurs hors ferme sont moins efficaces que les producteurs œuvrant

seulement sur la ferme. Ceci vient donc confirmer l'hypothèse selon laquelle le travail hors-ferme est associé à une perte d'efficacité.

Les principaux résultats sont résumés au tableau 7.

<<< *Tableau 7* >>>

6 Conclusions

Dans le cadre de cette étude, nous avons étudié l'effet de l'adoption du travail hors ferme sur l'efficacité technique d'un échantillon de fermes laitières québécoises. L'adoption de l'agriculture à temps partiel est une tendance lourde en agriculture; or très peu d'études se sont penchées sur les conséquences de ce mode de production dans le secteur laitier. De plus, la particularité de cette étude réside dans sa méthodologie. Notre approche s'inspire de celle utilisée par Bravo-Ureta et al. (2012), en ce sens qu'elle permet l'intégration de correction pour les biais sur les variables observables et inobservables. Ainsi, les erreurs d'interprétation qui pourraient survenir dues au fait que l'on traite des données d'observation sont corrigées, d'une part, par la correction proposée par Heckman (1979) et, d'autre part, par l'appariement des données sur la base d'un score de propension à l'adoption du travail hors ferme. Les objectifs de cette recherche étaient de (1) déterminer si les producteurs travaillant à l'extérieur de la ferme affichent une perte d'efficacité par rapport à ceux se concentrant sur les activités de la ferme, et (2) vérifier s'il y avait la présence de biais de sélection dans l'échantillon utilisé. Le premier objectif s'est réalisé par l'estimation d'un coefficient qui permet de comparer les deux groupes de façon à éliminer- le plus possible- les biais de sélection. Quant à la présence de biais de sélection, elle a été vérifiée par la comparaison entre un modèle classique et un intégrant les corrections.

Les résultats empiriques ont permis de confirmer, après correction pour les biais observables et non observables, l'hypothèse de base selon laquelle le fait d'adopter le travail hors ferme nuit au niveau d'efficacité technique des fermes laitières. En effet, les producteurs qui se tournent vers cette option s'éloignent davantage d'un mode de production optimal en termes de coûts que leur contrepartie travaillant uniquement à la ferme. De plus, on remarque que les travailleurs hors ferme n'utilisent pas les intrants de la même façon et constituent un groupe distinct par rapport

aux exploitants ne travaillant que sur la ferme. Ainsi, un questionnement se pose en regard des services-conseils et des programmes gouvernementaux visant l'amélioration de l'efficacité tel que suggéré dans le rapport de la Commission sur l'avenir de l'agriculture et de l'agroalimentaire au Québec paru en 2008¹⁹ et la nouvelle politique agricole.²⁰ Si le secteur agricole tend à s'ouvrir davantage au commerce international, il est fort à parier que les producteurs laitiers n'échapperont pas à une compétition plus importante. Par conséquent, la recherche d'efficacité devient primordiale. Il importe de bien comprendre les facteurs influençant cette dernière. L'adoption du travail hors ferme est un des éléments affectant négativement l'efficacité technique. Advenant que la tendance actuelle dans le choix de pratiquer une agriculture à temps partiel ne se renverse pas, il devient important de comprendre quels sont les facteurs essentiels à l'efficacité qui sont négligés par les travailleurs hors ferme.

Cette recherche a permis de démontrer l'importance de l'approche de modélisation dans l'interprétation des résultats. En effet, les résultats entre les modèles sans corrections et ceux intégrant les deux types de corrections mènent à des conclusions totalement différentes. Dans un cas les producteurs travaillant hors ferme sont plus efficaces alors que dans l'autre ce sont les producteurs ne travaillant qu'exclusivement sur la ferme. Ces résultats démontrent que les populations étudiées possèdent des caractéristiques qui leur sont propres et qui influencent à la fois le fait de travailler à l'extérieur de l'entreprise agricole ainsi que leur niveau d'efficacité. La modélisation a, de toute évidence, un impact important sur l'orientation des recommandations en termes de politique agricole - un constat démontrant qu'il peut être difficile pour des économistes, de même que pour les chercheurs en sciences sociales, d'entreprendre des études d'évaluation d'impact dans un contexte où les données ne sont pas récoltées dans un contexte expérimental.

À cette étape, il importe de mentionner que l'étude comporte certaines limitations impliquant que la validité scientifiques des résultats doit être prise avec une certaine réserve. D'une part, la faible représentativité des travailleurs hors ferme a contribué à rendre les modèles estimés moins

¹⁹ Voir à l'adresse <http://www.caaq.gouv.qc.ca/documentation/rapportfinal.fr.html>. Site consulté le 24 septembre 2014.

²⁰ Voir à l'adresse <http://www.mapaq.gouv.qc.ca/fr/Pages/Accueil.aspx> . Site consulté le 24 septembre 2014.

significatifs. De plus, il aurait été intéressant de s'attarder uniquement sur les activités du producteur principal. Or le nombre de données ne nous permettait pas d'orienter la recherche vers une telle avenue. Ensuite, la correction pour les biais sur les variables observables s'est faite à l'aide de la correction en deux étapes proposée par Heckman (1979). Le choix de cette modélisation s'est fait principalement en raison de sa facilité d'utilisation, néanmoins le modèle proposé par Greene (2010) s'avère être plus approprié pour une estimation non linéaire.

Dans une perspective plus globale que celle reliée aux objectifs et hypothèses de recherche, on réalise que la modélisation joue un rôle capital dans l'orientation des résultats. L'économie et les méthodes statistiques qui s'y rattachent ne permettent pas de représenter la réalité sociale de façon exacte. La profession est dans une quête d'amélioration de la modélisation et que bien que des progrès existent, il semble périlleux de baser la mise en place de politiques sur la base d'un seul type de modélisation, comme le démontre les résultats de cette étude.

Enfin, cette étude pousse la réflexion vers d'autres avenues de recherches. Il serait intéressant d'aborder la question de l'effet du travail hors ferme sur l'efficacité de façon comparée entre différentes productions. Par exemple, est-ce que l'adoption du travail hors ferme a les mêmes implications sur l'efficacité pour une entreprise porcine que pour une entreprise laitière. Ceci permettrait de mieux comprendre les mécanismes qui relient l'efficacité et l'agriculture à temps partiel et d'élaborer des politiques sectorielles plus appropriées. De façon similaire, une étude comparative entre l'adoption du travail hors ferme dans le secteur laitier dans une juridiction sous gestion de l'offre et l'une qui ne le serait pas pourrait également être intéressante. Maintenant, que l'on comprend que ce mode de production a des effets négatifs sur l'efficacité, il reste à savoir comment s'organiseront ces entreprises advenant une plus grande libéralisation du secteur. Est-ce que celles-ci tendront à prendre de l'expansion rendant l'adoption du travail à l'extérieur difficile, ou au contraire, ce choix deviendrait d'une importance capitale pour la sécurité financière d'une famille agricole.

Bibliographie

AAC [Agriculture et agroalimentaire Canada], 2013. <http://www.agr.gc.ca/fra/a-propos-de-nous/publications/publications-economiques/liste-alphabetique/previsions-du-revenu-agricole-canadien-pour-2011-et-2012/?id=1328906101616>.

Aigner, D. J., C. A. K. Lovell et P.J. Schmidt. 1977. Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models. *Journal of Econometrics*, 6, 21-37.

Angrist, J. D. 1998. Estimating the Labor Market Impact of Voluntary Military Service Using Social Security Data on Military Applicants. *Econometrica*, 66, 249-288.

Beaudoin, D. 2010. Impact de la pluriactivité des ménages sur la situation financière en période d'établissement en agriculture. Mémoire de maîtrise : Université Laval. 110 pages.

Becker, S.O. et A. Ichino. 2002. Estimation of average treatment effects based on propensity scores. *The Stata Journal*, 2, 358-377.

Biorn, E. et H-M. Bjornsen. 2013. What motivates farm couples to seek off-farm labour? A logit analysis of job transitions. University of Oslo. ISSN:0809-8786.

Bravo-Ureta, B., W. Greene et D. Solís. 2012. Technical efficiency analysis correcting for biases from observed and unobserved variables: an application to a natural resource management project. *Empirical Economics*, 43, 1-18.

Brodaty, T., B. Crépon et D. Fougère. 2002. Les méthodes micro économétriques d'évaluation : développements récents et applications aux politiques actives de l'emploi. Congrès des économistes Belges de langue française, Namur.

Bryson, A., R. Dorsett et S. Purdon. 2002. *The use of propensity score matching in the evaluation of active labour market policies* (No. 4993). London School of Economics and Political Science, LSE Library.

Caliendo, M. et S. Kopeing. 2005. Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. Discussion Paper Series N. 1588. Bonn, IZA.

Cameron A. et P.K. Trivedi. 2005. *Microeconometrics: methods and application*. Cambridge University Press, Cambridge.

Chambers, R. 1988. *Applied Production Analysis: A Dual Approach*, Cambridge University Press.

Chang, H-H. et F.-I. Wen. 2010. Off-farm work, technical efficiency, and rice production risk in Taiwan. *Agricultural Economics* 42: 269-278.

Charnes, A., W. Cooper et E. Rhodes. 1978. Measuring the Efficiency of Decision Making Units. *European Journal of Operational Research*, 2, 429-444.

Cook, W.D., et L.M. Seiford. 2009. Data envelopment analysis (DEA) Thirty years on. *European Journal of Operational Research*, 192, 1-17.

Duflo, E., R. Glennerster, M. Kremer, T.P. Schultz et J.A. Strauss. 2007. Chapter 61 Using Randomization in Development Economics Research: A Toolkit *Handbook of Development Economics*, 4, 3895-3962: Elsevier.

Farell, M.J. 1957. The Measurement of Productive Efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 120, 253-281.

Fernandez-Cornejo, J. 2007. Farmers Balance Off-Farm Work and Technology Adoption. Economic research service, USDA.

Ferrier G. and C.A.K. Lovell. 1990. Measuring Cost Efficiency in Banking: Econometric and Linear Programming Evidence. *Journal of Econometrics*, 46, 229--245.

George Moris Center. 2011. Comprendre la structure de revenu des fermes canadiennes. http://www.capi-icpa.ca/destinations/CAPI_Favorise_dialog.pdf page consultée le 22-02-2012

Goodwin, B.K., et A.K. Mishra. 2004. Farming Efficiency and the Determinants of Multiple Job Holding by Farm Operators. *American Journal of Agricultural Economics*, 86, 722-729.

Greene, W. 2006. *A General Approach to Incorporating Selectivity in a Model*. New York: Stern Business School, New York University, 2006.

Greene, W. 2010. A stochastic frontier model with correction for sample selection. *Journal of Productivity Analysis*, 34, 15-24.

Hansson, H. et B. Öhlmer, 2008. The effect of operational managerial practices on economic, technical and allocative efficiency at Swedish dairy farms. *Livestock Science*, 118, 34-43.

Heckman, J. 1979. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47,153-161.

Heckman, J. J., H. Ichimura et P.E Todd. 1997. Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme. *The review of economic studies*, 64, 605-654.

Imbens, G.W. et J.M. Wooldridge. 2009. Recent developments in the econometrics of program evaluation. *Journal of Economic Literature*, 47, 5–86

Info-transfert. 2006. *Travail hors-ferme: quels sont les effets sur l'endettement et le coût de la vie*. Année 6, numéro 8. Trajet Laval

Key, N. et W.D. McBride. 2008. Do Production Contracts Raise Farm Productivity? An Instrumental Variables Approach. *Agricultural and Resource Economics Review*, 37, 176–187.

Kumbhakar, S., C.B. Biswas, et B. Deevon. 1989. A Study of Economic Efficiency of Utah Dairy Farmers: A System Approach. *The Review of Economics and Statistics*, 71, 595-604.

Kumbhakar, S., E. Tsionas, et T Sipiläinen. 2009. Joint estimation of technology choice and technical efficiency: an application to organic and conventional dairy farming. *Journal of Productivity Analysis*, 31, 151-161.

Lansink, A.O. et S. Reinhard. 2004. “Investigating Technical Efficiency and Potential Technological Change in Dutch Pig Farming”. *Agricultural Systems*, 79, 353-367.

Lechner, M. 2000. Programme Heterogeneity and Propensity Score Matching: An Application to the Evaluation of Active Labour Market Policies, Econometric Society World Congress 2000 Contributed Papers 0647, Econometric Society.

Lien, G., S. Kumbhakar., et J. B. Hardaker, 2010. Determinants of off-farm work and its effects on farm performance: the case of Norwegian grain farmers. *Agricultural Economics*, 41, 577-586.

Mbaga, M. D., R. Romain, B. Larue, et L. Lebel. 2003 . Assessing Technical Efficiency of Québec Dairy Farms. *Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue canadienne d'agroéconomie*, 51, 121-137.

Millimet, D. et R. Tchernis. 2009. On the specification of the Propensity Scores, with application to the analysis of Trade policies. *Journal of Business and economic statistics*, 27, 397-414

Mishra, A. K. et B. K. Goodwin. 1997. Farm Income Variability and the Supply of Off-Farm Labor. *American Journal of Agricultural Economics*, 79, 880-887.

Owusu, V., A. Abdulai, et S. Abdul-Rahman. 2010. Non-farm work and food security among farm households in Northern Ghana. *Food Policy*, 36, 108-118.

Picazo-Tadeo, A.J., J.A. Gómez-Limón et E. Reig-Martínez. 2011. Assessing farming eco-efficiency: a data envelopment analysis approach. *Journal of environmental management*, 92, 1154-1164.

Poon, K. et A. Weersink. 2011. Factors affecting variability in farm and off-farm income. *Agricultural Finance Review*, 71, 379 – 397

Rahman, S., A. Wiboonpongse, S. Sriboonchitta, et Y. Chaovanapoonphol, 2009. Production Efficiency of Jasmine Rice Producers in Northern and North-eastern Thailand. *Journal of Agricultural Economics*, 60, 419-435.

Rodriguez, D., P. Gracia, R.M. Rejesus et T.A. Corazon. 2007. Impacts of an Agricultural Development Program for Poor Coconut Producers in the Philippines: An Approach Using Panel Data and Propensity Score Matching Techniques. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 32, 534-557

Rosenbaum, P.R. et D.B. Rubin. 1983. The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. *Biometrika*, 70, 41-55.

Rubin, D.B. 1977. Assignment of treatment group on the basis of a covariate. *Journal of educational Statistics*, 2, 1-26.

Rubin, D.B. et N. Thomas. 1996. Matching using estimated propensity scores: relating theory to practice. *Biometrics*, 52, 249-264.

Schmitz, A., C.B. Moss, T.G. Schmitz et H. Furtan. 2010. *Agricultural Policy, Agribusiness and Rent-Seeking Behaviour*. University of Toronto Press, Toronto, Canada, 2nd Edition.

Sipiläinen, T. et A. Oude Lansink. 2005. Learning in organic farming—an application on Finnish dairy farms. In *XIth Congress of the EAAE (European Association of Agricultural Economists)*, Copenhagen, Denmark, August (pp. 24-27).

Statistique Canada. 2008. Statistiques sur les revenus des familles agricoles, 2008. Catalogue 21-207-x

Sumner, D.A. 1982. The Off-Farm Labor Supply of Farmers. *American Journal of Agricultural Economics*, 64, 499-509.

Tamini, L.D. 2011. A Nonparametric Analysis of the Impact of Agri-environmental Advisory Activities on Best Management Practice Adoption: A Case Study of Québec. *Ecological Economics*, 70, 1363-1374.

Tamini, L.D., B. Larue et G. West. 2012. Technical and Environmental Efficiencies and Best Management Practices in Agriculture. *Applied Economics*, 44, 1659-1872.

Weersink, A. 1992. Off-farm Labor Decisions by Ontario Swine Producers. *Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue canadienne d'agroeconomie*, 40, 235-251.

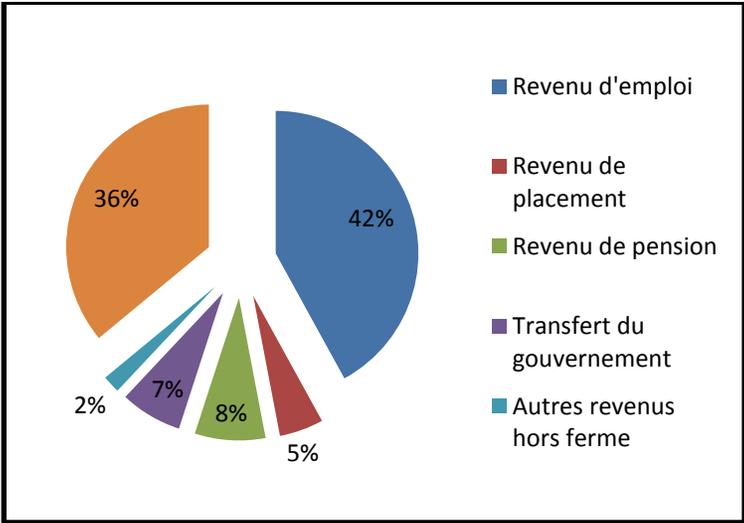
Weersink, A., C. Nicholson, et J. Weerhewa. 1998. Multiple job holdings among dairy farm families in New York and Ontario. *Agricultural Economics*, 18, 127-143.

Wollni, M. et B. Brümmer. 2011. Productive efficiency of specialty and conventional coffee farmers in Costa Rica: Accounting for technological heterogeneity and self-selection. *Food Policy*, 37, 67-76.

Yélou, C., B. Larue et K.C. Tran. 2010. Threshold effects in panel data stochastic frontier models of dairy production in Canada. *Economic Modelling*, 27, 641-647.

Liste des figures

Figure 1. Distribution du revenu hors ferme moyen selon la source et bénéfice net d'exploitation en 2008



Source : Statistique Canada 2008

Liste des tableaux

Tableau 1. Description des données utilisées dans l'estimation de la frontière de coût

	Échantillon complet		Groupe travaillant hors ferme		Groupe de contrôle	
	Moyenne	Écart type	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
Valeur unitaire du travail (\$/UTP)	7,07	6,81	10,9	10,3	6,97	6,67
Valeur unitaire des concentrés (\$/100 kg)	3,8	409	0,37	0,11	3,9	415
Valeur unitaire des fourrages (\$/100 kg)	86,3	21,8	103	24,8	86	22
Valeur du capital (\$)	571 677	718 463	937 217	1 296 569	562 111	694 432
Quantité de lait (\$)	433 881	277 826	552 626	536 126	430 774	267 071

Tableau 2. Définition des variables expliquant l'adoption du travail hors ferme

Variables	Définition	Unité
Région	Région dans laquelle se trouve la ferme	
Actifs totaux	Animaux reproducteurs, Machineries et équipements, bâtiments (valeur commerciale), terres, quotas, compte CSRA, autres actifs agricoles	En dollar canadien
Dettes totales	Découvert bancaire, marge de crédit, comptes fournisseurs, exigibles sur emprunts, emprunts moyen et long termes	En dollar canadien
Sexe1, sexe2, sexe3	Sexe du 1 ^{er} , 2 ^{ème} et 3 ^{ème} exploitant	1=homme ; 2=femme
Part1, part2, part3	Niveau de participation financière dans l'entreprise du 1 ^{er} , 2 ^{ème} et 3 ^{ème} exploitant	En %
Form_juri	Forme juridique de l'entreprise	Propriétaire unique = 1 Société de personnes = 2 Compagnie = 3 Autres = 4 Mixte (regroupement de deux structures) = 5
Unité_ani	Unité animale	Tête
Taux_ref	Taux de réforme : nombre de vaches vendues du troupeau/nombre total de vaches dans le troupeau	Ratio
Taux_remp	Taux de remplacement : nombre total de vaches qui sont sorties du troupeau (mortes et vendues)/nombre moyen de vaches dans le troupeau (vaches en lactation et tarées)	Ratio
Salaire_tot	Montant payé en salaire	En dollar canadien
Age1, age2, age3	Age du 1 ^{er} , 2 ^{ème} et 3 ^{ème} exploitant	En année
Étab1, étab2, étab3	Nombre d'année que le 1 ^{er} , 2 ^{ème} et 3 ^{ème} exploitant est impliqué dans l'entreprise	En année
Année	Année où les observations ont été prises	2001-2011
Forma1, forma2, forma3	Niveau d'éducation du 1 ^{er} , 2 ^{ème} et 3 ^{ème} exploitant	Secondaire 3 et moins= 1 Secondaire 4, 5 agriculture= 2 Secondaire 4, 5 général= 3 Collégial agriculture = 4 Collégial général/technique= 5 Université agriculture= 6 Université autre = 7

Tableau 3. Facteurs influençant le choix de travailler hors ferme

	Coefficients	P-value
Région	-0,01	0,70
Actifs totaux	2,24E-07	0,03
Dettes totales	-1,38E-08	0,91
Bénéfices	-1,49E-06	0,07
Sexe1	0,10	0,58
Part1	-2,27E-03	0,70
Sexe2	-0,02	0,91
Part2	-4,54E-04	0,96
Sexe3	-0,29	0,03
Part3	-0,04	0,00
Form_juri	-0,01	0,76
Unités_ani	2,52E-03	0,25
Taux_ref	-0,95	0,04
Taux_remp	1,45	0,00
Salaire_tot	8,84E-06	0,00
Age1	-0,02	0,02
Age2	-0,02	0,01
Age3	-0,02	0,00
Etab1	0,01	0,03
Etab2	-0,01	0,05
Etab3	-5,43E-04	0,07
Année	0,07	0,00
Forma1	0,16	0,00
Forma2	0,23	0,00
Forma3	0,16	0,00
Constante	0,45	0,64

Tableau 4. Repartitions à l'intérieur des groupes

Groupe	Ne travaille pas hors ferme	Travail hors ferme
1*	7 379	1
2	1 269	7
3	1 401	38
4	1 685	83
5*	1 514	113
6*	454	55
7	65	11
8	29	28
9	34	24
10	3	2
Total	13 833	362

Tableau 5. Synthèse des résultats pour l'ensemble de la base de données

Variable	Frontière conventionnelle						Frontière avec correction			
	ensemble de la bd		contrôle		travailleurs hors ferme		contrôle		travailleurs hors ferme	
	Coefficient	P-value	Coefficient	P-value	Coefficient	P-value	Coefficient	P-value	Coefficient	P-value
lfour	-1,519***	0	-1,57***	0	-2,2	0,071	-1,006***	0	1,389	0,434
lconc	0,846***	0	0,9***	0	0,02	0,988	0,138	0,428	-3,222**	0,024
lcap	0,721***	0	0,68***	0	1,6***	0	0,88***	0	2,278***	0,003
lfour2	-0,107***	0	-0,12***	0	0,2	0,397	-0,087***	0,002	-0,053	0,876
lfourconc	0,021	0,28	0,04**	0,042	-0,5***	0,001	0,02	0,484	0,214	0,71
lfourcap	0,135***	0	0,49***	0	0,9	0,429	0,113***	0	-0,16	0,395
lconc2	0,057***	0	0,06***	0	0,14	0,445	0,061***	0	-0,187	0,441
lconcap	-0,01***	0	-0,12***	0	0,12	0,293	-0,14***	0	0,171	0,332
lcap2	-0,013***	0	-0,01***	0	-0,06***	0	-0,007	0,54	-0,014	0,661
llait	1,21***	0	-1,27***	0	-1,8**	0,048	-0,987***	0	0,376	0,79
llait2	0,125***	0	0,13***	0	0,6	0,624	-0,286***	0	0,31	0,124
llaitfour	0,014*	0,07	0,02	0,58	-0,11	0,696	-0,115	0,089	-0,07	0,87
llaitcon	-0,065***	0	-0,07*	0,06	-0,12	0,646	0,19***	0,004	0,212	0,588
llaitcap	0,048***	0	0,05***	0	0,17*	0,057	-0,033	0,113	-0,245	0,267
trav_hors	0,129***	0								
RIM							0,42***	0	-0,49***	0,00
constant	-0,206	0,703	0,55	0,314	-6,29	0,216	-3,812***	0	-25,962***	0,001
lnsig2v	-4,307	0	-4,33	0	-3,7	0	-4,464	0	-4,529	0
lnsig2u	-3,692	0	-3,7	0	-4,06	0	-3,812	0	-3,684	0
sigma_v	0,116		0,11		0,15		0,107		0,104	
sigma_u	0,0158		0,16		0,13		0,147		0,159	
sigma2	0,038		0,04		-0,04		0,033		0,036	
Lambda	1,36		1,37		0,08		1,373		1,526	

Voir le tableau A1 pour la description des variables

Tableau 6. Synthèse des résultats pour les données appariées

Variable	Frontière conventionnelle					Frontière avec correction				
	ensemble de la bd appariée		Contrôle		travailleurs hors ferme		contrôle		travailleurs hors ferme	
	Coefficient	P-value	Coefficient	P-value	Coefficient	P-value	Coefficient	P-value	Coefficient	P-value
	4 670 observations		4 477 observations		193 observations		3 728 observations		72 observations	
Lfour	-1,18***	0,00	-1,30***	0,00	0,41	0,66	-0,69**	0,05	-1,47	0,22
Lconc	-0,06	0,75	0,14	0,467	-1,72*	0,04	-0,18	0,61	-1,39	0,24
Lcap	1,22***	0,00	1,16***	0,00	0,51	0,14	0,86***	0,00	2,02**	0,03
lfour2	0,00	0,92	0,03	0,42	-0,12	0,50	-0,07	0,29	0,23	0,42
Lfourconc	-0,09**	0,02	-0,06	0,11	0,18	0,55	-0,03	0,67	-0,28	0,58
Lfourcap	0,03	0,33	0,05*	0,10	0,00	0,98	0,13**	0,01	0,04	0,88
lcon2	0,06***	0,00	0,06***	0,00	-0,17	0,24	0,08***	0,00	-0,04	0,86
Lconcap	0,01	0,65	-0,01	0,794	0,13	0,14	-0,11**	0,04	0,07	0,79
lcap2	-0,02***	0,00	-0,02***	0,00	-0,01	0,41	-0,02**	0,01	0,00	0,99
Llait	-1,38***	0,00	-1,42***	0,00	-2,65***	0,00	-0,81**	0,03	-0,79	0,53
llait2	0,22***	0,00	0,22***	0,00	-0,01	0,92	0,29***	0,00	0,40**	0,02
Llaitfour	0,04	0,58	0,06	0,42	-0,21	0,34	-0,27**	0,03	0,04	0,92
Llaitcon	-0,02	0,81	-0,03*	0,63	-0,11	0,58	0,32**	0,01	0,02	0,96
llaitcap	0,01	0,50	0,01**	0,41	0,34***	0,00	-0,01	0,88	-0,26	0,21
trav_hors	0,07***	0,00								
RIM							0,23***	0,00	-0,12***	0,00
Constant	-5,42***	0,00	-4,34***	0,00	-1,53	0,72	-5,10**	0,02	-16,66**	0,04
Insig2v	-4,29	0,00	-4,31***	0,00	-6,24***	0,00	-4,52***	0,00	-6,51***	0,00
Insig2u	-3,82	0,00	-3,83***	0,00	-2,84***	0,00	-3,63***	0,00	-3,25***	0,00
sigma_v	0,12		0,12		0,04		0,10		0,39	
sigma_u	0,15		0,15		0,24		0,16		0,20	
sigma2	0,04		0,04		0,06		0,04		0,04	
Lambda	1,27		1,27		5,45		1,56		5,09	

Voir le tableau A1 pour la description des variables

Tableau 7. Scores d'efficience

Variable	Nombre d'observations	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Eff1	14 189	0,843	0,128	0,006	0,990
Eff2	13 827	0,843	0,129	0,008	0,990
Eff3	362	0,869	0,084	0,490	0,960
Eff4	3 601	0,853	0,117	0,141	0,978
Eff5	126	0,841	0,129	0,141	0,978
Eff6	4 669	0,852	0,118	0,0004	0,990
Eff7	4 475	0,853	0,117	0,090	0,990
Eff8	193	0,759	0,203	0,200	0,983
Eff9	1 235	0,840	0,125	0,198	0,976
Eff10	72	0,803	0,193	0,207	0,987

Légende :

Eff1 : Efficacité de l'ensemble de la base de données

Eff2 : Efficacité du groupe de contrôle

Eff3 : Efficacité du groupe travaillant hors ferme

Eff4 : Efficacité du groupe de contrôle avec correction pour les biais inobservables

Eff5 : Efficacité du groupe ne travaillant pas hors ferme avec correction pour les biais inobservables

Eff6 : Efficacité de l'ensemble de la base de données avec correction pour les biais observables

Eff7 : Efficacité du groupe de contrôle avec correction pour les biais observables

Eff8 : Efficacité du groupe travaillant hors ferme avec correction pour les biais observables

Eff9 : Efficacité du groupe de contrôle avec correction pour les biais observables et inobservables

Eff10 : Efficacité du groupe travaillant hors ferme avec correction pour les biais observables et inobservables

Annexe

Tableau A1. Définition des variables de la fonction de coût (Tableau 5 et 6)

Variable	Définition
Lfour	Logarithme du prix fourrage
Lconc	Logarithme du prix concentré
Lcap	Logarithme du prix capital
Lfour2	Logarithme de la variable d'interaction entre le prix du fourrage et le prix fourrage
Lfourconc	Logarithme de la variable d'interactions entre le prix du fourrage et le prix des concentrés
Lfourcap	Logarithme de la variable d'interaction entre le prix du fourrage et le prix du capital
lconc2	Logarithme de la variable d'interactions entre le prix des concentrés et le prix des concentrés
Lconcap	Logarithme de la variable d'interaction entre le prix des concentrés et le prix du capital
lcap2	Logarithme de la variable d'interaction entre le prix du capital et le prix du capital
Llait	Logarithme de la variable la quantité de lait (en valeur)
llait2	Logarithme de la variable d'interaction entre le lait et le lait (quantité en valeur)
Llaitfour	Logarithme de la variable d'interaction entre la quantité de lait (en valeur) et le prix du fourrage
Llaitcon	Logarithme de la variable d'interaction entre la quantité de lait (en valeur) et le prix des concentrés
Llaitcap	Logarithme de la variable d'interaction entre le lait et le capital