



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, Transports and
Energy

Efficiences technique et environnementale en agriculture : le cas du bassin de la rivière Chaudière au Québec

M.K. Ndegue Fongue
L.D. Tamini
B. Larue
G.E. West

Cahier de recherche/Working Paper **2014-10**

Octobre/October 2014

Ndegue Fongue : Étudiant gradué, Département d'économie agroalimentaire et des sciences de la consommation, Université Laval
Moise-Fongue.Ndegue.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

Larue : Professeur, Département d'économie agroalimentaire et des sciences de la consommation et CREATE, Université Laval
bruno.larue@eac.ulaval.ca

West : Professeure, Département d'économie agroalimentaire et des sciences de la consommation et CREATE, Université Laval
gale.west@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:

Malgré l'imposition de normes environnementales strictes au Québec, l'impact des activités agricoles sur la qualité de l'eau demeure préoccupant notamment dans la région de Chaudière-Appalaches. Cette région est intensive en productions animale et végétale ce qui entraîne des surplus de phosphore, d'azote et de sédiments. Cette étude a pour objectif que d'analyser l'efficacité technique et l'efficacité environnementale des producteurs agricoles du bassin de la rivière Chaudière localisé au Sud de la ville de Québec. Nous adoptons une approche stochastique paramétrique appliquée aux fonctions de distance. Les données utilisées portent sur 210 fermes agricoles et les résultats obtenus montrent qu'il existe une forte corrélation entre les deux efficacités. De plus, comme le montrent d'autres études, la performance environnementale entraîne des coûts additionnels au niveau des exploitations agricoles.

Mots clés: Fonction de distance, frontières stochastiques, efficacité technique, efficacité environnementale

Classification JEL: C23, D24, L94

Abstract:

Despite the imposition of various environmental regulations in Quebec, the impact of agriculture on water quality remains a concern particularly in the Chaudière-Appalaches. This area is intensive in animal and crop productions leading to excess phosphorus, nitrogen and sediment runoff. This study aims to analyze the technical efficiency and environmental efficiency for agricultural producers in the basin of the Chaudière River located at the south of Quebec City. We adopt a parametric approach applied to stochastic distance functions. The data cover 210 farms and our results show that there is a strong correlation between the two efficiencies. Moreover, as shown in other studies, environmental performance leads to additional costs at the farm.

Keywords: Distance Function, Stochastic Frontier Analysis, Technical Efficiency, Environmental Efficiency

Classification JEL: C23, D24, L94

Efficiences technique et environnementale en agriculture: le cas du bassin de la rivière Chaudière au Québec

1 Introduction

À l'instar des autres provinces canadiennes, au Québec, la croissance de la productivité agricole s'est faite grâce à la mécanisation, à l'augmentation progressive de la taille des exploitations agricoles et à la spécialisation des fermes, et surtout à l'utilisation plus intensive de fertilisants (azote, phosphore), de pesticides et d'herbicides (Korol, 2002). Cet apport massif d'inputs et des changements dans les pratiques agricoles ont contribué à l'augmentation des rendements mais ont également exercé des impacts négatifs sur l'environnement (Boutin, 2004). Ainsi, dans la province du Québec, l'intensification des productions animales et végétales a entraîné des surplus de phosphore, d'azote et de sédiments dans le sol, le gaspillage et la contamination des eaux souterraine et de surface (Gangbazo et Le Page, 2005).

C'est ainsi qu'au cours des dernières décennies un ensemble de programmes et de réglementations ont été mis en œuvre au Québec, pour atténuer les externalités environnementales, et surtout rendre le secteur agricole compétitif et durable. De plus, à partir des années 1990, les autorités québécoises ont encouragé les agriculteurs à adopter certaines pratiques favorisant une agriculture durable ; ces pratiques de gestion bénéfiques à l'environnement (PGB) ont pour objectif de sauvegarder la qualité des sols, des eaux souterraines et de surface, de l'air, ainsi que celle de la biodiversité (Martel et al., 2006). Cependant, étant donné qu'il existe une certaine variation spatiale et temporelle de l'efficacité environnementale des PGB (Michaud et al., 2006), les réglementations ont probablement eu une incidence sur les efficiences technique et environnementale des entreprises agricoles québécoise.¹ L'efficacité technique mesure la capacité d'obtenir le plus haut niveau d'outputs à partir de quantités d'inputs données (Kumbhakar et Lovell, 2000). Le concept de

¹ Ghazalian, Larue et West (2010) ont ainsi étudié les facteurs explicatifs de l'adoption des PGB.

l'efficacité environnementale est quant à lui relativement récent. Il peut se définir comme étant "Le ratio de l'utilisation minimum et de l'utilisation observée d'un input nuisible à l'environnement, pour des niveaux donnés d'outputs désirables et d'inputs conventionnels" (Reinhard, Lowell et Thijssen, 1999 p.48).

Plusieurs études ont mesuré les niveaux d'efficacité technique des entreprises/fermes et des facteurs reliés à l'entreprise/ferme ou au gestionnaire pouvant expliquer des différences d'une entreprise/ferme à une autre. Plus récemment, certains auteurs ont intégré les externalités environnementales dans les mesures de productivité et d'efficacité, d'où le développement du concept d'efficacité environnementale (Tamini, Larue et West, 2012; Chih-Ching, Ching-Kai et Ming-Miin, 2008; Reinhard et Thijssen, 2000; Reinhard et al., 1999).

L'objectif que nous poursuivons dans cette étude est d'évaluer l'efficacité technique et l'efficacité environnementale des producteurs agricoles du bassin de la rivière Chaudière localisé au Sud de la ville de Québec et d'évaluer la nature et le degré de corrélation existant entre les deux mesures d'efficacité. Cela nous permettra d'évaluer jusqu'à quel point il y a de l'hétérogénéité dans les performances techniques et environnementales des fermes et possiblement d'identifier des facteurs qui pourraient expliquer les écarts de performance. Ces facteurs pourraient servir à segmenter les fermes et favoriser des interventions ciblées pour améliorer les performances de certains profils de fermes.

Nous adoptons une approche stochastique paramétrique appliquée aux fonctions de distance pour analyser les performances technique et environnementale des exploitations agricoles. La présente étude apporte ainsi une contribution originale sur des données québécoises même si, sur le plan méthodologique, elle s'inspire de l'étude de Cuesta, Lowell et Zofio (2009).

Les résultats empiriques montrent l'existence d'une corrélation relativement élevée entre l'efficacité technique et l'efficacité environnementale. Dans les fermes à prédominance production animale, le score moyen d'efficacité technique est plus faible que celle à prédominance végétale ; il en est autant pour la moyenne de l'efficacité environnementale. La distribution des scores des efficacités technique et environnementale n'est cependant pas

corrélée à la taille des exploitations agricoles. Nos résultats montrent également que le niveau d'éducation et l'âge producteurs influence les efficacités. Enfin la dualité existant entre la fonction de profit et la fonction distance hyperbolique provenant de l'évaluation de coût d'opportunité économique nous a permis d'évaluer le prix fictif lié à l'émission de phosphore. Ceci montre que pour réduire d'un kilogramme les émissions de phosphore dans les eaux de Chaudière-Appalaches, les producteurs devraient sacrifier 386,8397\$ en termes de produits animaux et végétaux.

La suite du document est structurée ainsi qu'il suit. La section 2 présente le contexte de l'étude tandis que la section 3 présente une revue des études empiriques sur les efficacités technique et environnementale. La section 4 présente l'approche méthodologique et la section 5 les données utilisées. Les résultats des estimations sont présentés, analysés et interprétés dans la sixième section et enfin la septième section présente les implications de ces résultats en guise de conclusion.

2 Le contexte de l'étude

Ayant une superficie de 15 128 km² et se trouvant sur la rive sud du Saint-Laurent, la région de Chaudière-Appalaches présente différents problèmes environnementaux en raison d'une forte concentration des activités agricoles et à leur intensification (BAPE, 2003)². L'intensification de l'agriculture dans le but d'accroître la productivité a provoqué alors de lourdes conséquences sur l'environnement physique. Ces impacts négatifs sont observés à travers la qualité de l'eau, du sol, de l'air et de la biodiversité. La pollution de l'eau souterraine et de surface est due à l'azote, au phosphore et aux matières en suspension.

Dans la région de Chaudière-Appalaches trois facteurs importants justifient la présence de phosphore soluble (plus absorbable par les plantes aquatiques que le phosphore particulaire) :

² En 2001, 33% des entreprises porcines québécoises, soit 906 entreprises, se trouvaient dans la région de Chaudière-Appalaches. Ces entreprises s'accaparaient 29% du cheptel québécois (voir p. 178-9 http://www.bape.gouv.qc.ca/sections/rapports/publications/bape179_vol2.pdf).

le ruissellement des eaux de surface, la non absorption du phosphore associé à la matière organique et la remise en suspension des sédiments déposés au fond des rivières (Gangbazo et Le Page, 2005). Les algues d'eaux douces se développent en fixant les molécules de phosphore soluble. Ce phénomène est connu sous le nom d'eutrophisation qui se définit comme étant la modification et la dégradation d'un milieu aquatique, lié en général à un apport exagéré de substances nutritives (Phosphore, nitrate carbone). Cela entraîne une prolifération des algues et des plantes aquatiques. La norme phosphore de 0,03mg P/l fixée par les autorités provinciales est dépassée dans toutes les régions agricoles.³ Cette charge maximale équivaut à 102 tonnes par année alors que la charge actuelle dans le bassin de la rivière Chaudière s'élève à 147 tonnes par année. Ainsi pour respecter la norme phosphore, les producteurs de cette région doivent adhérer au programme d'assainissement afin de baisser la concentration de phosphore de 45,4 tonnes par an soit 30,8% (Gangbazo et Le Page, 2005).

Depuis plusieurs années, les autorités québécoises proposent aux agriculteurs de nouvelles pratiques dites pratiques de gestion bénéfiques (PGB) afin de limiter les niveaux de pollution.⁴ Ainsi, Agriculture et Agroalimentaire Canada (AAC, 2000) définit les pratiques de gestion bénéfiques en agriculture comme étant des méthodes agricoles de prévention de la pollution et de la dégradation des milieux physiques. De leur côté, Martel et al. (2006) définissent les PGB comme étant un ensemble de pratiques de gestion viables qui permettent le maintien ou l'amélioration de la qualité de l'eau de surface ou souterraine, des sols, de l'air et de la biodiversité. Trois types généraux de PGB sont définis par AAC (2000) soit la gestion des inputs chimiques et organiques, le contrôle de l'érosion et du ruissellement des eaux et la

³ Voir Tamini et Larue (2012). Ces auteurs traitent également des implications en termes de politiques publiques des surplus de fumiers dans les bassins versants.

⁴ Tamini (2011) s'est penché sur l'impact sur les taux d'adoption des activités de conseil agroenvironnemental. Le règlement sur les exploitations agricoles (REA) et le règlement sur le captage des eaux souterraines sont les principales dispositions légales entourant les pratiques environnementales des producteurs agricoles. Voir Nolet et al. (2005 p.32-33), Debailleul (2008) et le document de ces règlements sur le site du ministère québécois en charge de l'environnement à l'adresse <http://www.mddelcc.gouv.qc.ca/> (site consulté le 12 septembre 2014).

pratique d'écrans protecteurs et de cultures tampons afin d'éviter que les contaminants ne se rendent hors des champs.

Michaud et al. (2006) montrent que, selon les PGB mises en œuvre, les résultats sur la réduction de la pollution sont variables. Il semble exister une interaction entre les différentes catégories de PGB de telle sorte que l'effet d'interaction potentielle devrait être négatif entre la fertilisation et le travail du sol ainsi que le couvert végétal; toutefois on souhaite que cet effet soit positif entre la fertilisation et la protection des cultures, l'élevage et les effluents ainsi que l'aménagement du parcellaire.

L'adoption de PGB se traduit en général par une modification du niveau et de la trajectoire de la production et donc des revenus des entreprises agricoles. Il est donc important que des études économiques viennent compléter l'important travail de collecte de données biophysiques qui est réalisé à l'échelle des bassins versants.

3 Études empiriques des efficiences technique et environnementale : revue de la littérature économétrique

3.1 Efficience technique⁵

Les approches économétriques d'analyse des efficiences sont fondées sur une spécification particulière de la technologie de production. La mesure de l'efficience technique est opérée à

⁵ L'étude de l'efficience technique fait également appel à des approches de programmation mathématique connues sous le nom d'analyse par enveloppement des données (AED) et découlant des travaux de Farrell (1957). Les frontières de production sont construites en utilisant la programmation linéaire pour solutionner les problèmes primal et dual d'optimisation AED. La méthode d'AED est populaire à cause de certains avantages: (1) absence de restrictions quant à la forme fonctionnelle de la fonction de production, (2) absence de restrictions quant à la distribution du terme d'inefficacité, (3) estimation des frontières de production, (4) mesure de nombreux outputs ou de plusieurs inputs pouvant ne pas posséder la même unité de mesure (5) mesure d'efficience par observations individuelles et pour l'échantillon, (6) absence de spécification particulière ou de connaissance a priori des pondérations et des prix des inputs ou outputs. Cependant lorsque les données ne sont pas aléatoires, l'estimation de la frontière de possibilité de production (FPP) peut être biaisée. Des exemples d'application de cette approche au secteur agricole sont Galanopoulos et al. (2006), Lansink et Reinhard (2004), Chih-Ching et al. (2008), Singbo et Oude Lansink (2010).

base du terme d'erreur de la fonction de production. Pour ce faire, il existe trois approches paramétriques à savoir les frontières de production déterministes, probabilistes et stochastiques.

Le modèle déterministe comporte deux parties : (i) l'ensemble des observations de l'échantillon doit se situer soit sur la frontière soit sous celle-ci, (ii) le terme d'erreur décrivant le degré d'efficacité technique (Farrell, 1957). Cette technique d'estimation est très peu adoptée par les spécialistes car étant très sensible aux erreurs de mesure. Par ailleurs, cette approche souffre de plusieurs lacunes : pas de différenciation entre les effets provenant des bruits statistiques des chocs extérieurs ou hors de l'emprise de l'entreprise et des effets de pure source d'inefficacité technique (Borodak, 2007).

L'approche probabiliste fut développée par Timmer (1971). Elle consiste à réduire la sensibilité de la frontière due aux erreurs véritablement aléatoires en permettant alors à certaines observations correspondant à des firmes très efficaces de se trouver au-dessus de la FPP. Plusieurs itérations successives sont effectuées afin d'obtenir la fonction de production frontière. Cette technique d'estimation fut appliquée pour le secteur laitier par Bravo-Ureta (1986) qui à partir d'un échantillon de 222 fermes laitières de la Nouvelle Angleterre trouva des niveaux d'efficacité technique variant entre 57,69 % et 100% avec une moyenne de 82,17. Par ailleurs les résultats de Romain et Lambert (1995) montrent que le niveau d'efficacité technique des entreprises laitières québécoises est légèrement plus élevé pour les entreprises de grande taille. Toutefois, la différence est relativement faible. Hormis la taille du troupeau, ces auteurs montrent que le niveau d'efficacité est également influencé par des variables de gestion (participation à un programme de contrôle laitier, l'endettement, participation aux activités des syndicats de gestion), le niveau d'utilisation des intrants de production (énergie, fourrage, soins vétérinaires, concentrés, travail, capital) ou encore des variables spécifiques à l'exploitant principal (niveau de scolarité).

Ces différentes approches d'estimation de la frontière de production présentées ci-haut soulignent non seulement que toutes les firmes affichent un même mode de production mais

en plus que tout écart constaté par rapport à la frontière est absolument due à l'inefficience. Ainsi elles oublient que la performance d'une firme peut également être fonction de plusieurs facteurs : les aléas climatiques, les mauvais rendements des machines, les pénuries des inputs, les maladies et autres facteurs exogènes (Reinhard et al, 1999).

Compte tenu des différentes raisons évoquées ci-dessus, la frontière stochastique est privilégiée dans le domaine agroalimentaire pour effectuer l'estimation des efficacités techniques (Battese, 1992). Cette approche a été proposée par Aigner, Lowell et Schmidt (1977). Elle sera plus tard améliorée par Jondrow et al. (1982) dans le but d'effectuer l'estimation des indices d'efficacité technique spécifique de chaque firme. Ainsi le modèle stochastique stipule que le terme d'erreur est composé de deux parties indépendantes : une composante purement aléatoire et une composante traduisant l'inefficience technique. La composante aléatoire représente un vecteur d'erreurs aléatoires suivant une densité normale pendant que la composante d'inefficience reste une variable aléatoire non négative exprimant le niveau d'inefficience technique. Cette approche est souvent utilisée dans les travaux empiriques pour estimer le score d'efficacité technique des unités de production (Yéluo, Larue et Tran, 2010).

Tamini et al. (2012) ont recours à l'approche de frontière stochastique pour analyser l'efficacité technique de fermes québécoises. Ces auteurs utilisent une fonction de distance axée sur les inputs approximée par une forme fonctionnelle Translog qui modélise les émissions de polluants comme une variable exogène. Les résultats de Tamini et al. (2012) indiquent un score moyen d'efficacité technique de l'ordre de 0,432. Les producteurs à prédominance animale affichent un niveau d'efficacité plus élevé que ceux à prédominance végétale : respectivement 0,466 et 0,428 pour une différence significative au seuil de 5%. L'efficacité technique maximale est de 0,989 et la minimale de 0,186. Enfin les gros producteurs et ceux présentant un niveau de scolarisation d'au moins le niveau du secondaire sont les plus efficaces.

Par ailleurs Reinhard et al. (1999) ont estimé une frontière de production stochastique de forme Translog sur des données panel provenant du secteur laitier néerlandais. Ces auteurs trouvent qu'environ 90% des 613 fermes néerlandaises possèdent généralement un haut niveau d'efficacité technique, du moins durant la période 1991 à 1994.

Reinhard et Thijssen (2000) se servent de la fonction de coût avec des prix implicites pour l'azote pour mesurer l'efficacité technique et l'efficacité environnementale. Ces auteurs utilisent une forme fonctionnelle flexible de type Translog pour estimer cette fonction de coût. Leur échantillon est formé de 2 589 observations issues de 434 fermes laitières lors de la période de 1985-1995. Le résultat de leur estimation affiche 0,845 au seuil de 5% comme le score moyen d'efficacité technique.

3.1.1 Efficacité environnementale⁶

À l'occasion du sommet de la Terre en 1992, le concept d'efficacité environnementale fut proposé par le *World Business Council for Sustainable Development* (WBCSD). Il prend en compte les dimensions économique (rentabilité, satisfaction des besoins, innovation, capacités techniques, croissance, etc.), sociale et écologique (capacité de support, empreinte écologique, résilience des systèmes, etc.). Cela suppose une certaine efficacité environnementale des entreprises qui peut être définie comme étant : “Le ratio de l'utilisation minimum et de l'utilisation observée d'un input nuisible à l'environnement, pour des niveaux d'outputs désirables et d'inputs conventionnels” (Reinhard et al.,: 1999 p.48). Cette définition suggère qu'une ferme est dite plus efficace du point de vue environnemental lorsqu'elle dépense un faible coût en terme d'inputs pour diminuer les nuisances environnementales afin d'atteindre un certain niveau de production (Murty, Kumar et Paul, 2006). En se basant sur cette définition, Reinhard et al. (1999) calculent un score d'efficacité environnementale basé sur une estimation d'une fonction de production stochastique dans laquelle le polluant est

⁶ Des approches AED ont également été appliquées aux études d'efficacité environnementale. Voir par exemple Lansink et Reinhard (2004), Chi-Chang et al. (2008) ou encore Manello (2012, 2013).

modélisé comme output. Ces auteurs obtiennent un score d'efficacité environnementale moyen pour l'azote de 0,441. Reinhard et Thijssen (2000) utilisent une fonction de coûts implicites et concluent que la moyenne de l'efficacité environnementale dans l'utilisation de l'azote est de 0,561 (les scores minimum et maximum sont respectivement 0,33 et 0,88).

Estimant l'efficacité environnementale de l'industrie sucrière indienne avec une fonction de distance⁷ axée sur les inputs, Murty et al. (2006) obtiennent une moyenne de 0,853. Leur recherche a porté sur 108 observations portant sur 36 firmes durant la période allant de 1996-1999. Les résultats obtenus montrent qu'en raison des contraintes environnementales, ces entreprises sucrières doivent encourir un coût en terme d'inputs d'environ 15% ($1-0,853 = 0,147$) pour produire la même quantité de bon output.

Tamini et al. (2012) appliquent une approche stochastique à l'estimation d'une fonction de distance (d'input) dans laquelle un bien agricole agrégé est modélisé comme *shifter* d'une fonction de production d'un polluant (phosphore). Ces auteurs trouvent une efficacité environnementale moyenne de l'ordre de 0,486. De façon particulière cette moyenne est plus élevée dans les entreprises agricoles à prédominance animale : 0,504 versus 0,380 dans les entreprises à prédominance végétale. Les résultats d'efficacité environnementale obtenus en utilisant cette approche sont plus faibles que ceux obtenus en utilisant celle proposée par Reinhard et al. (1999).

Cuesta et al. (2009) est également une application récente centrée sur la fonction de distance. Dans cette étude, le bien indésirable est un des éléments du panier de biens produits, la moyenne de l'efficacité environnementale trouvée est 0,9336.

⁷ Voir également Atkinson et Dorfman (2005) pour une application des fonctions de distance.

3.2 Relation entre efficacité technique et efficacité environnementale

L'internalisation des externalités environnementales peut engendrer des augmentations substantielles de coût et miner la compétitivité des firmes réglementées. Toutefois Porter estime que: "*Strict environmental regulations do not inevitably hinder competitive advantage against foreign rivals, they often enhance it*" (Porter, 1991, cité par van der Vlist, Withagen et Folmer, 2007, p.165). Porter et van der Linde (1995) soutiennent que des contraintes environnementales peuvent stimuler l'innovation et l'efficacité et ainsi améliorer et non nuire à la compétitivité des firmes. L'existence éventuelle d'une corrélation positive entre les gains de productivité et la régulation environnementale favoriserait l'implémentation de technologies moins polluantes. L'hypothèse de Porter et de van der Linde (1995) est supportée par les travaux empiriques de Murty et Kumar (2003), van der Vlist et al (2007) et Tamini et al. (2012). Cependant, Palmer, Oates et Portney (1995) remettent en question la validité de l'hypothèse de Porter et de van der Linde et il en va de même pour Marklund (2003), Kumar et Rao (2003) et Managi et al. (2005). D'autres études (ex., Boy et al., (2002) et Jaffe et Palmer (1997), citées par Kriechel et Zieseimer, 2007, p.38) soutiennent que l'imposition de réglementations environnementales plus strictes n'a pas d'incidence significative sur la compétitivité. Dans la logique de Porter et de van der Linde, l'adoption de pratiques respectueuses de l'environnement entraîne non seulement une baisse des coûts absolus de contrôle de la pollution mais aussi une chute des coûts externes émanant de la dégradation de l'environnement.

4 Approche méthodologique

4.1 Considérations théoriques: fonction de distance axée sur les outputs (FDO)

Les fonctions de distance vont décrire la technologie de production (Malmquist et Shephard, 1953; Kumbhakar et Lovell, 2000; Coelli et al., 2005). Cuesta et al (2009) définissent la fonction de distance axée sur les outputs D^o comme étant⁸ :

$$(1) \quad D^o(x, y, b) = \inf \{ \theta > 0 : (x, y / \theta, b) \in F \}$$

Où le paramètre x représente les intrants utilisés dans le processus de production, y les outputs produits étant donné b les émissions polluantes et F la frontière de la technologie de production et avec $0 < D^o(x, y, b) \leq 1$. La fonction de distance axée sur les outputs nous dit jusqu'à quel point la production peut augmenter sans que les inputs ne changent. Elle est homogène de degré 1 par rapport à tous les outputs non-décroissante dans les outputs non-croissante dans les outputs indésirables et enfin non-croissante dans les inputs (Cuesta et al. 2009).

4.1.1 L'efficacité technique

La FDO permet de mesurer la quantité maximale du vecteur de bons outputs nécessaires pour atteindre la limite de technologie disponible. Paul et Nehring (2005) suggère d'établir la propriété d'homogénéité linéaire en posant $\theta = 1/y_1$. La fonction de distance donnée par l'équation (1) devient alors :

⁸ Kumbhakar et Lovell (2000) définissent la fonction de distance input D^I par : $D^I(y, x) = \max \{ \lambda : x / \lambda \in L(y) \}$ où la fonction L représente la relation entre les intrants utilisés x et le niveau d'output y . La fonction D^I indique la quantité maximale par laquelle le vecteur d'inputs peut être contracté tout en continuant de permettre la production du vecteur d'outputs.

$$(2) \quad D_{ET}^o \left(x_m, \frac{y_i}{y_1}, b_z \right) = D_{ET}^o (x_m, \tilde{y}_i, b_z)$$

Cette condition s'interprète comme suit : lorsque l'on fait varier les bons-outputs dans une proportion de θ , la fonction distance output varie dans une proportion identique. Cette normalisation peut alors être utilisée pour évaluer l'efficacité technique car elle est également définie sur l'intervalle $]0,1]$ (Cuesta et al., 2009). Une ferme agricole est dite pleinement efficace lorsqu'elle produit un volume d'outputs sur l'ensemble de la frontière définissant la technologie; le score d'efficacité technique est alors égal à 1. Toutefois si la ferme n'est pas pleinement efficace sur le plan technique, elle produit moins d'outputs désirables pour le même vecteur d'inputs et d'outputs indésirables qu'une firme efficace.

4.1.2 L'efficacité environnementale

Tel que suggéré par Cuesta et al. (2009) la fonction de distance hyperbolique peut être utilisée pour mesurer l'efficacité environnementale. En effet elle consiste à évaluer simultanément la quantité maximale du vecteur de bons outputs et la quantité minimale du vecteur de mauvais outputs nécessaires pour rester sur la frontière (F) de la technologie de production sans que les inputs changent (Cuesta et al., 2009 : p. 2234). En suivant Cuesta et al. (2009), nous définissons la fonction de distance hyperbolique axée sur les outputs de la façon suivante:

$$(3) \quad D_{EE}^o(x, y, b) = \inf \{ \varphi > 0 : (x, y / \varphi, b\varphi) \in F \}$$

où x = les inputs; y = outputs; b = émissions polluantes et F = la frontière de la technologie de production. Elle est comprise entre 0 et 1. La fonction distance output hyperbolique est quasi-homogène de degré 1 en outputs désirables et de -1 en outputs indésirables, non-décroissante en outputs désirables, non-croissante en outputs indésirables, non-croissante en inputs (Lau, 1972; Cuesta et al., 2009). La mesure de l'efficacité environnementale est obtenue en normalisant les outputs et le niveau de nuisance. La quasi-homogénéité est obtenue en posant $\varphi = 1/y_1$. La fonction de distance donnée par l'équation (1) devient alors :

$$(4) \quad D_{EE}^o \left(x_m, \frac{y_i}{y_1}, b_z \cdot y_1 \right) = D_{EE}^o \left(x_m, \tilde{y}_i, \tilde{b}_z \right)$$

L'efficience environnementale est mesurée en exploitant les interactions entre les bons outputs et les émissions polluantes pour des niveaux d'inputs fixes (Cuesta et al., 2009).

4.2 L'approche empirique

4.2.1 La forme fonctionnelle

La fonction de distance est approximée par une forme fonctionnelle Translog. Cette fonction est dite flexible car elle permet une approximation de deuxième degré de n'importe quelle technologie (Chambers, 1988 p.164). La forme Translog, normalisée par un des output, de la fonction distance output se spécifie empiriquement comme suit:

$$(5) \quad \ln \left(\frac{1}{y_1} \right) = \gamma_0 + \sum_q \gamma_q \ln r_{qf} + \sum_m \gamma_m \ln x_{mf} +$$

$$\left(\frac{1}{2} \right) \sum_m \sum_m \gamma_{mm} \ln x_{mf} \ln x_{mf} + \sum_{i=2}^{i-1} \gamma_i \ln \tilde{y}_{if} +$$

$$\left(\frac{1}{2} \right) \sum_{i=2}^{i-1} \sum_{j=2}^{j-1} \gamma_{ij} \ln \tilde{y}_{if} \ln \tilde{y}_{jf} + \sum_{i=1}^{i-1} \sum_m \gamma_{im} \ln \tilde{y}_{if} \ln x_{mf} +$$

$$\sum_z \gamma_z \ln \tilde{b}_{zf} + \left(\frac{1}{2} \right) \sum_s \sum_z \gamma_{sz} \ln \tilde{b}_{sf} \ln \tilde{b}_{zf} +$$

$$\sum_m \sum_z \gamma_{mz} \ln x_{mf} \ln \tilde{b}_{zf} + \sum_{i=1}^{i-1} \sum_z \gamma_{iz} \ln \tilde{y}_{if} \ln \tilde{b}_{zf} + \zeta_f$$

Dans l'équation (5), le paramètre r représente les principales pratiques de gestion mises en œuvre par l'entreprise agricole : PGB et autres pratiques de gestion et de production. Et, suivant les considérations théoriques précédentes, $\tilde{y}_i = y_i \cdot 1/y_1$, $\tilde{b} = b$ pour la mesure de l'efficience technique et $\tilde{b} = b \cdot y_1$ pour celle de l'efficience environnementale. Dans la suite du document, nous posons que $d_{ET} \equiv \ln(1/y_1)$ avec $\tilde{y}_i = y_i \cdot 1/y_1$, $\tilde{b} = b$ et $d_{EE} \equiv \ln(1/y_1)$ avec $\tilde{y}_i = y_i \cdot 1/y_1$, $\tilde{b} = b \cdot y_1$.

4.2.2 Les composantes des paramètres d'inefficience

Le terme d'erreur ζ_f a deux composantes : une composante purement aléatoire normalement distribuée avec une moyenne nulle v_f et une composante u_f symbolisant l'inefficacité technique distribuée selon une loi semi-normale :

$$(6) \quad \zeta_f = v_f - u_f$$

Le terme d'inefficience Ce terme peut être décomposé à l'aide d'un vecteur de variables explicatives z et d'un vecteur de coefficients δ mesurant l'impact de chacune des variables sur le terme d'inefficacité technique. Le terme u_f est donc décomposé de la manière suivante :

$$(7) \quad u_f = \delta_1 \text{Taille} + \sum_{e=1}^4 \delta_{2,e} \text{Éducation}_e + \delta_3 \text{Télécom} + \delta_4 \text{Genre} + \delta_5 \text{Résidence} + \delta_6 \text{Production} + \sum_{a=1}^3 \delta_{7,a} \text{Âge}_a$$

Où la variable *Taille* représente la somme des productions animales et végétales d'une exploitation, *Production* la principale production de l'exploitation, *Télécom* l'accès à des sources d'informations techniques, *Résidence* le fait de résider sur la ferme, *Éducation*, *Âge* et *Genre* respectivement le niveau d'éducation du principal exploitant, la classe d'âge et le sexe du principal exploitant.

4.3 Les mesures de performance économique

Les fonctions de distance peuvent générer des élasticités pour décrire tous les aspects des technologies, que cela soit l'élasticité d'un output désirable par rapport aux inputs, le degré de substitution ou de complémentarité entre les inputs ou le degré de complémentarité entre les outputs désirables et indésirables (Cuesta et al., 2009 p. 2238).

4.3.1 Élasticités outputs désirables –inputs

Les élasticités de premier degré représentent le changement en pourcentage d'un output (ex., la production animale) en réponse à un changement d'une unité de pourcentage d'un input (ex., travail) lorsque tous les autres outputs et inputs restent constants. Elles sont données par :

$$(8) \quad \varepsilon_{y,m}^{ET} = \partial d_{ET} / \partial \ln x_m \quad ; \quad \varepsilon_{y,m}^{EE} = \partial d_{EE} / \partial \ln x_m$$

Des effets de second degré, comme l'effet du niveau d'un input tiers sur l'élasticité outputs désirables-input, peuvent aussi être mesurés à travers le calcul d'élasticités de second degré.

$$(9) \quad \psi_{m,n}^{ET} = \partial \varepsilon_{y,m}^{ET} / \partial \ln x_n \quad ; \quad \psi_{m,n}^{EE} = \partial \varepsilon_{y,m}^{EE} / \partial \ln x_n$$

L'équation (9) nous indique comment l'élasticité de premier degré change en pourcentage suite à une augmentation de 1% d'un input, en gardant tous les autres inputs et outputs constants. L'interprétation donnée dans Cuesta et al. (2009, p.2238) exploite le lien entre cette équation et l'élasticité du produit marginal: $\partial \ln PM_{mm} / \partial \ln x_k$. Comme la productivité d'un input augmente lorsque le niveau d'un input complémentaire augmente, un effet positif est attendu lorsque les inputs sont complémentaires. Toutefois, si la variable dépendante de l'équation estimée est négative, alors les signes des dérivées croisées indiquent des relations de substituabilité (+) ou de complémentarité (-) entre les inputs car l'équation (9) est une élasticité du produit marginal pondérée. Il est donc possible de multiplier l'expression donnée par l'équation (9) par $\ln x_n$ pour obtenir une mesure plus intuitive, d'où l'équation (10) :

$$(10) \quad \xi_{m,n}^{ET} = \psi_{m,n}^{ET} \times \ln x_n \quad ; \quad \xi_{m,n}^{EE} = \psi_{m,n}^{EE} \times \ln x_n$$

4.3.2 Élasticités de substitution output désirable-output indésirable

Pour évaluer l'interaction entre l'output désirable et l'output indésirable, nous calculerons les élasticités premières (dérivées premières) par rapport à l'output désirable et l'output indésirable :

$$(11) \quad \varepsilon_y^{ET} = \partial d_{ET} / \partial y_{if} = \partial d_{ET} / \partial \tilde{y}_{if} \quad ; \quad \varepsilon_y^{EE} = \partial d_{EE} / \partial y_{if} = \partial d_{EE} / \partial \tilde{y}_{if}$$

$$(12) \quad \varepsilon_b^{ET} = \partial d_{ET} / \partial \ln b \quad ; \quad \varepsilon_b^{EE} = \partial d_{EE} / \partial \ln \tilde{b}$$

Les équations (11) expriment l'effet d'une augmentation d'un output désirable sur les fonctions distance lorsque les autres facteurs restent inchangés tandis que les équations (12) nous permettent de mesurer les *élasticités premières output désirable-output indésirable*. En utilisant les conditions de quasi-homogénéité, Cuesta et al. (2009) montre que :

$$(13) \quad \varepsilon_y^{EE} = 1 + \varepsilon_b^{EE}$$

Ainsi le ratio des élasticités, mesurant la substituabilité entre l'output désirable et l'output indésirable, s'établit de la façon suivante :

$$(14) \quad \tau_{y,b}^{ET} = \varepsilon_y^{ET} / \varepsilon_b^{ET} \quad ; \quad \tau_{y,b}^{EE} = \varepsilon_y^{EE} / \varepsilon_b^{EE}$$

Ces ratios d'élasticités varient donc selon les niveaux d'outputs désirables et indésirables. Des valeurs très négatives (élevée en valeur absolue) reflètent un coût d'opportunité élevé de l'output désirable en termes d'output indésirables.

4.3.3 Le prix fictif du phosphore

En pratique nous connaissons les prix des « *bons outputs* » puisque les prix des bovins, des porcs et des cultures sont mis à la disposition du public. Cependant, il n'existe pas de marché pour générer des prix pour les « *mauvais outputs* » tels que le phosphore, l'azote et le dioxyde de soufre. Cuesta et al. (2009) exploite la dualité entre la fonction distance hyperbolique et la fonction de profit.⁹ Ainsi, le ratio d'élasticité de substitution ($\tau_{y,b}^{EE}$) permet d'évaluer le coût

⁹ Färe et al. (2005) ont aussi utilisé une fonction de profit pour calculer le prix fictif du SO₂.

d'opportunité économique entre la production désirable et la production indésirable. Définissons fonction de profit comme étant:

$$(15) \quad \pi(x, p, q) = \max_{y, b} \{ py/qb : D_{EE}^o \leq 1 \}$$

où p et q représentent respectivement les prix des outputs désirables et des outputs indésirables. Les conditions de premier ordre du programme de maximisation du profit sont:

$$(16) \quad py/qb = \lambda (\partial \ln D_{EE}^o / \partial \ln y) \cdot D_{EE}^o$$

$$(17) \quad py/qb = -\lambda (\partial \ln D_{EE}^o / \partial \ln b) \cdot D_{EE}^o$$

La maximisation des profits implique que $\tau_{y,b}^{EE} = (\varepsilon_y^{EE} / \varepsilon_b^{EE}) = -1$ (Cuesta et al., 2009)). Par ailleurs, la condition de quasi-homogénéité de D_{EE}^o implique que : $\varepsilon_y^{EE} - \varepsilon_b^{EE} = 1$. De ces deux résultats il découle que $\varepsilon_y^{EE} = -\varepsilon_b^{EE} = 0,5$ et le prix fictif du phosphore est alors donné par l'expression:

$$(18) \quad q = py \cdot (0,5 \cdot D_{EE}^o \cdot b)^{-1}$$

5 Données

La base de données est constituée de 210 observations et provient de l'enquête réalisée dans le cadre du projet WEB (Watersheed evaluation of BMP).¹⁰ Les données ont été collectées par le biais d'un questionnaire postal auprès des producteurs localisés dans le bassin de la rivière Chaudière grâce à l'appui des coordinateurs du Ministère de l'Agriculture, des pêcheries et de

¹⁰ Les projets WEBS sont financés par AAC et sont menés à l'échelle de tout le Canada.

l'alimentation du Québec (MAPAQ). L'enquête a été exécutée entre mai et septembre 2007. L'année de référence utilisée dans le questionnaire est 2006.

« *Bons outputs* »

Deux principales productions constituent « les bons outputs » soit les productions animales et les productions végétales. Les productions animales sont constituées de bovins, de vaches laitières et de porcs. Les producteurs qui sont dans le secteur de la production des bovins représentent 59,5% alors que ceux qui produisent les vaches laitières occupent une proportion de 52,9% ; ceux qui sont dans le secteur des porcs représentent une proportion de 20,8%. La variable *animale* est exprimée en milliers de dollars canadiens dans le but d'uniformiser toutes les productions animales ; sa moyenne est 6,56 avec un écart-type de l'ordre de 22,16. Plusieurs fermes sont mixtes, produisant deux ou trois types de productions animales.

Les productions végétales, (le foin, la luzerne, les légumineuses, le maïs et autres céréales) sont cultivées sur une superficie totale de 13 352 hectares. Les productions végétales affichent une valeur moyenne 103,09 avec un écart-type de 325,41. L'unité de mesure de la production végétale est également en milliers de dollars canadiens.

La *taille* de la ferme est présente dans notre base de données pour traduire une relation potentielle entre les efficacités et le volume de production agricole. La variable binaire *production importante* prend la valeur 1 lorsque la valeur de la production végétale est plus élevée que celle de la production animale et la valeur 0 pour le cas contraire.

Émissions polluantes

Les émissions polluantes agricoles sont constituées de phosphore, d'azote et des sédiments et sont exprimées en kilogramme. Seul le *phosphore* est utilisé lors des estimations économétriques car les trois polluants sont fortement corrélés. Le choix du phosphore se justifie par le fait que dans la plus part des bassins versants, les objectifs environnementaux du secteur agricole portent sur ce polluant. La variable *phosphore* a une valeur moyenne de 6,35 accompagnée d'un écart-type de 5,63.

Intrants de production

Les variables inputs sont composées du travail, des fertilisants et des herbicides. La variable *travail* est mesurée en heures de travail et a une moyenne de 27,56 et un écart-type de 91,59. La variable *herbicide*, exprimée en kilogramme, a une moyenne de 0,56 et un écart-type de 0,68. La variable *fertilisant* est également exprimée en kilogramme et a une moyenne de 1,16 et un écart-type de 1,39.

Le *capital* est approximé par la valeur de la machinerie louée ou non, incluant les tracteurs, les camions et autres équipements pour labourer et récolter, comme les moissonneuses. La valeur moyenne du capital issue de notre échantillon est de 137 771,80 \$ et son écart-type est de 115 103,80 \$.

Pratiques de gestion bénéfiques à l'environnement

Nous avons identifié cinq variables binaires traduisant l'adoption de pratiques de gestion bénéfiques à l'environnement. Ces variables prennent la valeur 1 en cas d'adoption et 0 autrement. Les PGB prises en compte sont la rotation des cultures ($r_{\text{Rotation de cultures}}$), l'injection dans le sol dans les 24 heures suivant l'épandage initial du fumier liquide et semi-liquide ($r_{\text{fumier liquide}}$) et du fumier solide ($r_{\text{fumier solide}}$), l'adoption du contrôle d'herbicide et de mesures de sa réduction ($r_{\text{contrôle d'herbicides}}$), l'établissement et le maintien de la bande riveraine d'au moins un mètre ($r_{\text{bande riveraine}}$).

Autres caractéristiques de production et de gestion

La variable représentant l'adhésion à un groupe environnemental est ($r_{\text{club environnement}}$). Elle prend la valeur 1 si le producteur appartient à un groupe environnemental et 0 sinon. La moyenne et l'écart-type sont respectivement 0,595 et 0,492. La variable binaire ($r_{\text{Produits biologiques}}$), a pour but d'isoler l'effet découlant de la possession d'un certificat pour les produits biologiques; ainsi elle prend la valeur 1 lorsque le producteur produit des produits

biologiques et 0 sinon. Elle possède une moyenne et un écart-type qui sont respectivement 0,029 et 0,167.

Variables socio-économiques

Enfin notre base de données contient un certain nombre de variables socio-économiques pouvant jouer un rôle dans l'efficacité des entreprises agricoles. Ainsi, la variable *résidence sur ferme*, exprime la résidence des producteurs sur sa ferme. Elle prend la valeur 1 lorsque le producteur vit sur sa propre ferme et la valeur 0 autrement. La variable caractérisant le sexe du producteur est également considérée comme une variable binaire prenant ainsi la valeur 1 s'il s'agit d'une productrice et 0 dans le cas contraire. Le niveau d'éducation, *éducation* prend les valeurs suivantes : 1 lorsque l'école primaire est atteinte par le producteur, 2 lorsque l'école secondaire est accomplie par le fermier, 3 quand le producteur obtient un diplôme d'études techniques, 4 quand le producteur est détenteur d'un diplôme d'études collégiales et 5 quand le producteur a un diplôme du niveau universitaire.

Pour capter l'expérience des producteurs agricoles, la variable *âge* a été construite comme une variable binaire prenant la valeur 0 lorsque l'âge est inférieur à 55 ans et la valeur 1 si l'âge est supérieur à 55 ans. L'âge moyen des producteurs est de 49 ans avec un écart allant de 17 à 81 ans.

D'autre part la variable télécommunication « *télécom* » exprimée en milliers de dollars, permet de capter l'accessibilité des producteurs à plus d'information ; cette variable représente le niveau de dépenses annuelles relatives aux télécommunications. Sa moyenne et son écart-type sont respectivement 1 102 \$ et 812 \$.

Le tableau 1 figurant présente quelques statistiques descriptives des variables d'intérêt de l'étude.

<<< *Tableau 1* >>>

6 Résultats et discussions¹¹

6.1 Paramètres estimés des fonctions distance

Le tableau 2 présente les résultats obtenus suite à l'estimation de l'équation (5).

<<< *Tableau 2* >>>

Outputs

Les coefficients reliés à la production animale, $\gamma_{Animale}$ sont positifs pour les fonctions distance mesurant les efficacités technique et environnementale. Ce coefficient est significatif au seuil de 5% pour la fonction distance output mais ne l'est pas pour la fonction distance hyperbolique. Les résultats de l'estimation des deux fonctions montrent que le paramètre $\gamma_{Phosphore}$ captant l'effet direct des émissions polluantes est négatif, ce qui implique qu'une baisse des émissions de phosphore diminue la valeur des deux fonctions de distance mais elle fait accroître le score des deux efficacités.

Dans le tableau 2, les valeurs -0,002 et -0,067 correspondent respectivement aux émissions polluantes de phosphore ($\gamma_{Phosphore}$) des fonctions distances output et hyperbolique. Ainsi une baisse du phosphore de 1% entraînerait des baisses dans les fonctions de distance de 0,2% et de 6,7%, qui peuvent être interprétées comme une hausse des efficacités technique et environnementale; le résultat similaire a été obtenu dans Cuesta et al. (2009, p.2237).

Les effets d'interaction entre le *phosphore*, la production *animale*, le *travail*, le *capital* et les *herbicides* est négatif pour la fonction distance hyperbolique. Comme l'indique le signe du coefficient de la variable *phosphoreXphosphore*, l'effet marginal du phosphore sur la fonction de distance hyperbolique est décroissant. Par contre, la dose de fertilisant a un impact positif

¹¹ Les estimations ont été réalisées avec le logiciel *Stata*. La log-vraisemblance est maximisée en utilisant la méthode de Newton-Raphson.

sur l'effet marginal du phosphore; cela s'explique par le fait qu'une hausse de l'utilisation des *fertilisants* diminue l'impact négatif du phosphore sur la fonction de distance.

Inputs

Seul le coefficient γ_{Travail} lié à la variable input travail est statistiquement différent de zéro pour les fonctions distance output et hyperbolique contrairement aux autres variables inputs: *capital*, *fertilisants* et *herbicides*. De plus, les coefficients d'interaction entre le travail et les deux autres inputs (*fertilisants* et *herbicides*) sont statistiquement différents de zéro pour les deux fonctions distance; tel n'est pas le cas pour l'input *capital*.

Impact de l'adoption des PGB et des autres caractéristiques de production et de management sur la fonction de distance

Nous remarquons que les coefficients relatifs à la possession d'un certificat pour les produits biologiques, $\gamma_{\text{Productions biologiques}}$ et à la rotation des cultures, $\gamma_{\text{Rotation de cultures}}$ sont négatifs et statistiquement différents de zéro au seuil de 5%.

Par contre, seul le coefficient captant la possession d'un certificat des produits biologiques, $\gamma_{\text{Productions biologiques}}$ est négatif et significatif au même seuil pour la fonction distance hyperbolique mesurant l'efficacité environnementale.

6.2 Les Mesures de performances économiques

6.2.1 Élasticités outputs désirables-inputs

Les résultats des élasticités premières sont présentés au tableau 3, nous constatons que celles liées au travail ($\varepsilon_{y,m}^{ET}, \varepsilon_{y,m}^{EE}$) sont statistiquement distincts de zéro au seuil de 5%. Leurs valeurs sont de : -0,826 et -0,784 respectivement pour la mesure des efficacités technique et environnementale. Ainsi, une augmentation de 1% dans la quantité de travail provoquera une hausse de 0,826% et 0,784% de la production animale pour les fonctions distance output et hyperbolique lorsque toutes les autres productions sont inchangées. Ce résultat est proche de

celui trouvé par Tamini et al. (2012) : -0,621. De leur côté, Cuesta et al. (2009) obtiennent des valeurs de -0,0260 et -0,0294.

<<< *Tableau 3* >>>

Fonction distance output (d_{ET})

D'une part la mesure d'efficacité technique montre que le capital et le travail sont des inputs complémentaires car (-0,066<0 et -0,025<0). Dans le processus de production le facteur capital est forcément requis pour compléter le rôle du facteur travail et vice-versa. D'autre part les inputs fertilisants et herbicides sont également complémentaires parce que (-0,211<0 et -0,545<0). Cette complémentarité entre les fertilisants et herbicides est également trouvée par Ghazalian, Larue et West (2010).

Fonction distance hyperbolique (d_{EE})

Sur le plan environnemental, étant donné que 0,066>0 et 0,024>0 au tableau 3, les inputs capital et travail sont des substituts. L'effet sur la productivité du travail d'une augmentation du capital est plus fort que l'effet sur la productivité du capital généré par une augmentation du travail en a sur la productivité du capital. Par ailleurs, les agriculteurs devraient investir en machinerie lourde et non en main d'œuvre pour être respectueux envers l'environnement.

Les inputs fertilisants et herbicides sont mutuellement complémentaires sur le plan technique : (-0,170<0 et -0,439<0). Les herbicides augmentent la productivité des fertilisants et vice-versa. En ce qui concerne les interactions entre les autres inputs, les signes des élasticités secondes ne sont pas identiques et l'on ne peut pas conclure.

6.3 Élasticité de substitution output désirable – output indésirable

Les résultats présentés au tableau 4 indiquent une complémentarité entre l'output désirable et l'output non désirable pour les efficacités technique et environnementale; il est impossible de produire des animaux ou des végétaux sans produire du phosphore.

<<< *Tableau 4* >>>

Pour les deux fonctions estimées, les valeurs liées à l'élasticité de substitution sont négatives. Ces valeurs relativement importantes indiquent que les producteurs de Chaudière-Appalaches ont un coût de renonciation à la production animale. La plupart des rivières des bassins agricoles du Québec ont des fortes concentrations de phosphore, celles-ci étant supérieures à 0,1mg/ L (Gangbazo et Le Page, 2005). Pour des valeurs relativement proches Cuesta et al. (2009 : p. 2239) concluent que, dans de telles conditions, plutôt que de favoriser une réduction des émissions polluantes par des cibles ou des quotas, « ... *economic incentives aimed at attaining an efficient control of pollution by way of taxes, or permits related to "cap and trade" schemes, as well as incentives to invest in cleaner production technologies, are favored by economic regulators worldwide.* »

6.4 Les efficacités technique et environnementale

6.4.1 Variables explicatives de l'inefficience des fonctions distance output et hyperbolique

Comme précédemment indiqué, nous avons formulé l'hypothèse selon laquelle l'inefficience technique et l'inefficience environnementale dépendent de différentes variables explicatives, comme l'éducation et l'âge de l'opérateur. Les coefficients liés à l'éducation, $\delta_{Éducation_2}$, la résidence sur ferme $\delta_{Résidence\ sur\ ferme}$, et l'âge, $\delta_{Âge_3}$ sont statistiquement différents de zéro au seuil de 5%. Le signe négatif des coefficients, $\delta_{Éducation_2}$ et $\delta_{Éducation_4}$ (voir tableau 5), nous déduisons que moins les producteurs de la région de Chaudières-Appalaches sont instruits plus ils seront inefficients sur le plan technique et environnemental. Intuitivement, des producteurs avec un plus un niveau d'éducation devrait avoir un avantage au niveau de l'acquisition et l'assimilation de nouvelles informations, ce qui devrait les avantager au niveau de la gestion. Ce résultat est donc contraire à celui que nous nous attendions à trouver. Enfin le signe négatif du coefficient du groupe d'âge affiché par les fonctions distance output et hyperbolique ($\delta_{Âge_3}$) montre que plus l'âge des producteurs augmente, moins ils seront

inefficients sur le plan technique et environnemental. L'expérience joue donc un rôle important sur l'efficacité, un élément qui est ressorti aussi dans Mosheim et Lovell (2009) dans leur analyse de l'efficacité et des économies d'échelle dans l'industrie laitière américaine. Ces résultats sont présentés au tableau 5.

<<< *Tableau 5* >>>

6.4.2 Efficacité technique

Le score moyen de l'inefficacité technique issu de notre échantillon de 210 observations s'établit à 22,83% associé à une déviation standard de l'ordre de 15,35%; ce qui montre que le score moyen d'efficacité technique est de 77,17% pour les producteurs québécois de la région de Chaudière-Appalaches contre 43,20% trouvé dans Tamini et al. (2012)¹².

L'efficacité technique est inégalement répartie avec un score minimum de 0,28 et un score maximum de 0,96 respectivement pour la ferme la moins efficace et celle qui est la plus efficace. L'efficacité technique varie peu selon les secteurs animal et végétal. Ainsi la moyenne d'efficacité technique est légèrement plus élevée dans le secteur végétal que dans le secteur animal : 0,773 (écart-type de 0,154) > 0,767 (écart-type de 0,152). Compte tenu de la taille des écarts-type, on peut conclure que la différence dans les moyennes n'est pas statistiquement significative. Dans Tamini et al. (2012), les scores moyens d'efficacité technique sont respectivement 0,466 et 0,428 pour le secteur animal et le secteur végétal.

6.4.3 Efficacité environnementale

La valeur minimale de l'efficacité environnementale est de 0,26 ce qui est presque quatre fois plus faible que la valeur maximale de 0,955. Le score moyen d'efficacité

¹² Reinhard et Thijssen (2000), en étudiant les fermes laitières des Pays-Bas trouvent une valeur de 0,845 comme score moyen d'efficacité technique. Nbaga et al. (2003) testent différentes formes fonctionnelles et trouvent des valeurs moyennes supérieures à 0,90. Cela pourrait s'expliquer par l'homogénéité de leur échantillon qui ne portait que sur la production laitière.

environnementale est de 0,776 indiquant que les producteurs agricoles québécois pourraient accroître soit leur production animale soit leur production végétale de 28,86% ($1/0,776=1,2886$), avec une réduction simultanée de phosphore de 22,40% ($1-0,776=0,224$). Les scores moyens d'efficacité environnementale sont de 0,783 (écart-type de 0,144) et 0,751 (écart-type de 0,154) respectivement pour les secteurs végétal et animal et sont statistiquement distincts de zéro au seuil de 5%. Toutefois, la différence entre ces deux scores moyens est faible par rapport aux écarts-types rapportés.¹³

6.4.4 Analyse de corrélation entre les deux efficacités

Dans ce sous paragraphe nous analysons la corrélation entre les deux efficacités en effectuant un double test non-paramétrique d'hypothèses : test de corrélation de rang de Spearman et test de corrélation de rang de Kendall. Le test de corrélation de Spearman réalisé entre les 210 observations rejette l'hypothèse nulle d'indépendance entre l'efficacité technique et l'efficacité environnementale pour confirmer une forte corrélation (0,961) entre les efficacités technique et environnementale. Le test de rang de Kendall montre qu'il existe une corrélation élevée (0,845) entre les rangs des fermes lorsque classées en fonction des efficacités techniques et environnementales. Le tableau 6 classe les dix meilleures exploitations agricoles et les dix dernières en utilisant le critère d'efficacité environnementale, le principe étant de voir jusqu'à quel point les fermes conservent leur rang lorsque examine leur efficacité technique. Nous constatons beaucoup de similarités dans la classification des entreprises. Cette conclusion a également été soulignée par Tamini et al. (2012) la corrélation étant plus forte pour les entreprises les plus efficaces.

<<< *Tableau 6* >>>

¹³ Cette comparaison est identique à celle trouvée par Tamini et al. (2012) où le score moyen d'efficacité environnementale du secteur végétal supplante celui du secteur animal : $0,504 > 0,380$. Murty et al. (2006) obtiennent une moyenne d'efficacité environnementale de 0,853 pour les entreprises sucrières indiennes. Mesurant la performance environnementale des fermes porcines des Pays-Bas en terme du surplus de phosphore et des émissions de l'ammoniac (NH_3), Lansink et Reinhard (2004) rapportent un score de 86%.

6.5 Le prix fictif du phosphore

Nos calculs du prix fictif moyen lié aux émissions polluantes d'un kilogramme de phosphore donnent 386,840 \$/kg. Ce prix fictif s'interprète comme la valeur des productions totales (animale et végétale) qui doit être sacrifiée, dès que toute inefficience est supprimée, afin de permettre aux productions animale ou végétale d'atteindre la frontière d'efficience (Färe et al., 2005). En d'autres termes le montant de 386,840 \$ représente le coût en termes de quantités d'animaux et végétaux qui seraient abandonnées afin de réduire d'un kilogramme les émissions de phosphore. Tamini et al. (2012) trouvent comme valeur moyenne de 73,668 \$ pour la sous fonction de coût liée au phosphore; ce qui implique qu'une réduction de 10% du ruissellement de phosphore aurait pour coût 461,24 \$. Étant donné la moyenne de l'échantillon de Tamini et al. (2012) cela représente une réduction des émissions de phosphore de 6,35 kg et donc un prix implicite du phosphore de 11,60 \$/kg.

Ghazalian et al. (2010) trouvent une valeur moyenne du coût d'émission d'azote dans les eaux de ruissellement de l'ordre de 234,50 \$ traduisant ainsi que le coût associée pour une diminution de 10% d'azote serait de 324,1 \$. En utilisant le même raisonnement que celui-ci-dessus, le prix implicite de l'azote serait alors de 15,74 \$/kg.

7 Conclusion

Dans notre étude nous avons évalué les efficacités technique et environnementale en suivant l'approche proposée par Cuesta et al. (2009). Celle-ci s'appuie sur une analyse de frontière stochastique paramétrique appliquée aux fonctions distance. Cette approche consiste à mesurer l'efficience technique avec la fonction distance output traditionnelle alors que l'efficience environnementale est estimée grâce à une fonction distance hyperbolique dans laquelle nous avons normalisé en utilisant un des outputs désirables comme numéraire.

Les résultats empiriques issus de ces deux formes fonctionnelles soulignent qu'il y a une corrélation relativement élevée entre l'efficience technique et l'efficience environnementale. Dans les fermes à prédominance production animale, le score moyen d'efficience technique

est plus faible que celle à prédominance végétale ; il en est autant pour la moyenne de l'efficacité environnementale. La distribution des scores des efficacités technique et environnementale n'est pas corrélée à la taille des exploitations agricoles.

Nos résultats montrent aussi que le niveau d'éducation élevé des producteurs de Chaudière-Appalaches améliore le score des deux efficacités. De surcroît plus l'âge des producteurs augmente, moins ils sont efficaces sur le plan technique et environnemental.

Le calcul des élasticités d'output par rapport aux inputs indique non seulement la présence de complémentarité entre les fertilisants et les herbicides mais aussi la substituabilité entre le capital et le travail. En plus, la complémentarité entre la production animale et le phosphore est prouvée.

Enfin la dualité existant entre la fonction de profit et la fonction distance hyperbolique provenant de l'évaluation de coût d'opportunité économique nous a permis d'évaluer le prix fictif lié à l'émission de phosphore. Ceci montre que pour réduire d'un kilogramme les émissions de phosphore dans les eaux de Chaudière-Appalaches, les producteurs devraient sacrifier 386,840 \$ en termes de produits animaux et végétaux.

Références bibliographiques

Agriculture et Agroalimentaire Canada (AAC). 2000. Les meilleures pratiques de gestion agricoles. Disponible à l'adresse <http://www.agr.gc.ca/pfra/water/agribtm.pdf>. Site consulté le 11 janvier 2008.

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

Atkinson, S. E. et J. H. Dorfman. 2005. Bayesian Measurement of Productivity and Efficiency in the Presence of Undesirable Outputs: crediting electric utilities for reducing air pollution. *Journal of Econometrics* 126: 445-468.

BAPE. 2003. Les préoccupations et les propositions de la population au regard de la production porcine, Consultation publique sur le développement durable de la production porcine au Québec, Rapport d'enquête et d'audience publique, Rapport 179. Disponible au : <http://www.bape.gouv.qc.ca> (consulté le 08 Juin 2014).

Battese, G. E. 1992. Frontier Production Functions and Technical Efficiency: A Survey of Empirical Applications in Agricultural Economics. *Agricultural Economics* 7: 185-208.

Borodak, D. 2007. Les outils d'analyse des performances productives utilisés en économie et gestion : la mesure de l'efficacité technique et ses déterminants. Cahier de recherche du Centre d'Études et de Recherches (C.E.R). Groupe ESC Clermont.

Boutin, D. 2004. Réconcilier le soutien à l'agriculture et la protection de l'environnement : Tendances et perspectives. Conférence présentée dans le cadre du 67^e Congrès de l'Ordre des agronomes du Québec « Vers une politique agricole visionnaire ».

Bravo-Ureta, B.E. 1986. Technical Efficiency Measures for Dairy Farms Based on a Probabilistic Frontier Function Model. *Canadian Journal of Agricultural Economics* 34: 399-415.

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

Chih-Ching, Y., Ching-Kai, H et Ming-Miin Y., 2008. Technical Efficiency and Impact of Environmental Regulations in Farrow-to-Finish Swine Production in Taiwan. *Agricultural Economics* 39: 51-61.

Coelli, T. S., Rao, D. S. P., O'Donnell, C. J. et Battese, G. E. 2005. *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*. Second Edition. Springer.

Cuesta, R. A., Lovell, C. A. K. et Zofio, J., L. 2009. Environmental Efficiency Measurement with Translog Distance Functions: A Parametric Approach. *Ecological Economics* 68: 2232-2242.

Debailleul, G. 2008. Analyse comparative des réglementations environnementales concernant les productions animales et position relative du Québec. Rapport rédigé pour le

ministère de l'Environnement du Québec, faculté des Sciences de l'Agriculture et de l'alimentation. Université Laval.

Färe, R., Grosskopf, S., Noh, D.-W. et Weber, W.L. 2005. Characteristics of a Polluting Technology: Theory and Practice. *Journal of Econometrics* 126: 469–492.

Farrell, M.J. 1957. The Measurement of Productive Efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society* 120: 253-290.

Galanopoulos, K., Aggelopoulos, S., Kamenidou, I. et Mattas, K. 2006. Assessing the Effects of Managerial and Production Practices on the Efficiency of Commercial Pig Farming. *Agricultural Systems* 88: 125-141.

Gangbazo, G. et Le Page, A. 2005. Détermination d'objectifs relatifs à la réduction des charges d'azote, de phosphore et de matières en suspension dans les bassins versants prioritaires. Direction des politiques de l'eau, Bureau de la gestion par bassin versant, Ministère du Développement durable, de l'Environnement et des Parcs, Québec, EnvirodocENV/2005/0215. Disponible à l'adresse : <http://www.mddep.gouv.qc.ca/eau/bassinversant/reduction.pdf> (consulté le 16 juin 2014).

Ghazalian, P. L., Larue, B. et West, G. E. 2010. Best Management Practices and the Production of Good and Bad Outputs. *Canadian Journal of Agricultural Economics* 58: 283-302.

Jondrow, J., C. A. Lovell, I. S. Materov and P Schmidt. 1982. On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model". *Journal of Econometrics* 19: 233-238.

Korol, M. 2002. Canadian Fertilizer Consumption, Shipments and Trade. Agriculture et Agroalimentaire Canada (AAC). Direction générale des politiques Stratégique. Disponible à l'adresse : http://www.cfi.ca/files/publications/statistical_documents/cf01_02_e.pdf (consulté le 11 juin 2014).

Kriechel, B. et Zieseimer, T. 2007. The Environmental Porter Hypothesis: Theory, Evidence and a Model of Timing of Adoption. United Nations University. Working Papers Series: 024.

Kumar, S. et Rao, D. N. 2003. Environmental Regulation and Production Efficiency: A Case Study of the Thermal-Power Sector in India. *Journal of Energy and Development* 29(1): 81–94.

Kumbhakar, S.C. et C.A. K Lovell. 2000. *Stochastic Frontier Analysis*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.

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

Lau, L.J. 1972. Profit Functions of Technologies with Multiple Inputs and Outputs. *Review of Economics and Statistics* 54: 281-289.

Managi, S., Opaluch, J. J., Jin, D. et Grigalunas, T. A. 2005. Environmental Regulations and Technological Change in the Offshore Oil and Gas Industry. *Land Economics* 81: 303-319.

Manello, A. 2012. Efficiency and productivity analysis in presence of undesirable output: an extended literature review. *Efficiency and productivity in presence of undesirable outputs*, 15.

Manello, A. 2013. Productivity and efficiency analysis in presence of pollution: a review of non-parametric methods. *World Review of Science, Technology and Sustainable development*, 10(4), 242-262.

Marklund, P.-O. 2003. Environmental Regulation and Firm Efficiency: Studying the Porter hypothesis Using a Directional Output Distance Function. Mimeo

Martel, S., Seydoux, S., et Michaud, A., Beaudin, I. 2006. Évaluation des effets combinés des principales pratiques de gestion bénéfiques (PBG). Revue de littérature et schéma décisionnel pour la mise en œuvre de PBG. Document rédigé dans le cadre de l'INENA (Initiative nationale d'élaboration de normes agroenvironnementales). Institut de Recherche et de Développement en Agroenvironnement (IRDA).

Mbaga, M., Romain, R., Larue, B. et Lebel, L. 2003. Assessing Technical Efficiency of Quebec Dairy Farms. *Canadian Journal of Agricultural Economics* 51: 121-137.

Michaud, A., I. Beaudin, J. Deslandes, F. Bonn et C. A. Madramootoo. 2006. Variabilité spatio-temporelle des flux de sédiments et de phosphore dans le bassin versant de la rivière aux Brochets, au sud du Québec. Partie II : Évaluation de l'effet de scénarios agroenvironnementaux alternatifs à l'aide de SWAT. *Agrosolutions* 17: 21-32.

Mosheim, R., et Lovell, C.A.K. 2009. Scale Economies and Inefficiency of U.S. Dairy Farms. *American Journal of Agricultural Economics* 91: 777-794.

Murty, M. N., Kumar, S. et Paul, M. 2006. Environmental Regulation, Productive Efficiency and Cost Pollution Abatement: a Case Study of the Sugar Industry in India. *Journal of Environmental Management* 79: 1-9.

Murty, M. N. et Kumar, S. 2003. Win-win Opportunity and Environmental Regulation: Testing of Porter Hypothesis for Indian Manufacturing Industries. *Journal of Environmental Management* 67: 139-144.

Nolet, J., Sauv , C., Th riault, V., 2005.  laboration d'une m thode visant   identifier les co ts subis par les producteurs agricoles dans le but d'amenuiser l'impact de la production agricole sur l'environnement –Centre d' tudes sur les co ts de production en agriculture (CECPA). Rapport final Ao t 2005. Eco Ressources Consultants.

Palmer, K., Oates, W.E., Portney, P.R., 1995. Tightening Environmental Standards: The Benefit-Cost or no Cost Paradigm. *Journal of Economic Perspective* 9: 119-132.

Paul, C.J.M. et Nehring, R., 2005. Product Diversification, Production Systems, and Economic Performance in U.S. Agricultural Production. *Journal of Econometrics* 126: 525-548.

Porter, M. et Van der Linde, C., 1995. Green and Competitive: Ending the stalemate. *Harvard Business Review* 73: 120-137.

Reinhard, S., Lowell, C. A. K. et Thijssen, G. 1999. Econometric Estimation of Technical and Environmental efficiency: An Application to Dutch Dairy Farms. *American Journal of Agricultural Economics* 81: 44-60.

Reinhard, S. et Thijssen, G. 2000. Nitrogen Efficiency of Dutch Dairy Farms: a Shadow Cost System Approach. *European Review of Agricultural Economics* 27 : 167-186.

Romain, R. et Lambert, R. 1995. Efficacité technique et coûts de production dans les secteurs laitiers du Québec et de l'Ontario. *Canadian Journal of Agricultural Economics* 43: 37-55.

Singbo A G et Oude Lansink A. 2010. Lowland farming system inefficiency in Benin (West Africa): directional distance function and truncated bootstrap approach. *Food Security* 2:367-382.

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. et B. Larue. 2012. La durabilité environnementale de la filière porcine au Québec et au Manitoba : le moratoire est-il un passage obligatoire? Dans *Les politiques des ressources naturelles - le Québec comparé*. Sous la direction de J. Crête. Les Presse de l'Université Laval.

Tamini, L. D., Larue, B., et West, G. 2012. Technical and environmental efficiencies and best management practices in agriculture. *Applied Economics* 44, 1659-1672.

Timmer, C. P. 1971. Using a Probabilistic Frontier Function to Measure Technical Efficiency. *Journal of Political of Economics* 79: 776-794.

Van der Vlist, A.J; Withagen, C. et Folmer, H. 2007. Technical Efficiency under Alternative Environmental Regulatory regimes: The Case of Dutch Horticulture. *Ecological Economics* 63: 165-173.

World Business Council for Sustainable Development. 1996. Eco-Efficiency and Clear Production. Charting the Course to Sustainability. UNEP. Environment Programme.

Yélou, C., Larue, B. et Tran, K. C., 2010. Threshold Effects in Panel Data Stochastic Frontier Models of Dairy Production in Canada. *Economic Modelling* 27: 641-647.

Liste des tableaux

Tableau 1: Statistiques descriptives des variables

Variables	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Animal (10 ³ \$)	6,557	22,159	0,010	260,000
Végétal (10 ³ \$)	103,091	325,414	0,150	2696,165
Azote (kg)	14,846	12,512	0,234	46,980
Phosphore (kg)	6,354	5,635	0,002	20,549
Sédiments (kg)	1,516	1,384	<0,001	6,131
Travail (nombre d'heures)	27,556	91,587	0,028	730,097
Herbicides (kg)	0,561	0,676	0,003	4,987
Fertilisants (kg)	1,159	1,390	0,006	10,907
Capital (10 ³ \$)	137,772	115,104	1,787	784,500
Fumier liquide (=1 si oui)	0,419	0,495	0,000	1,000
Rotation de cultures (=1 si oui)	0,700	0,459	0,000	1,000
Bande riveraine (=1 si oui)	0,557	0,498	0,000	1,000
Contrôle d'herbicides (=1 si oui)	0,381	0,487	0,000	1,000
Fumiers solides (=1 si oui)	0,129	0,336	0,000	1,000
Âge (ans)	49,357	10,100	17,000	81,000
Genre (=1 si femme)	0,038	0,192	0,000	1,000
Résidence sur la ferme (=1 si oui)	0,571	0,319	0,000	1,000
Éducation	2,286	1,051	1,000	5,000
Club environnement (=1 si membre)	0,595	0,492	0,000	1,000
Productions biologiques (=1 si oui)	0,029	0,167	0,000	1,000
Production animale	0,771	0,421	0,000	1,000
Production végétale	0,229	0,421	0,000	1,000
Télécom (10 ³ \$)	1,102	0,812	0,050	4,000
Taille (10 ³ \$)	158,465	563,532	0,584	5835,288

Source : Ce tableau est obtenu à partir des données issues de l'enquête du projet WEB.

Tableau 2. Coefficients estimés des fonctions distance

Paramètres	d_{ET}	d_{EE}	Paramètres	d_{ET}	d_{EE}
γ_0	-0,983 (0,623)	-0,758 (0,652)	$\gamma_{Herbicides \times Fertilisants}$	0,442 (0,232)	0,355 (0,227)
$\gamma_{Animale}$	0,219 (0,095)	0,162 (0,092)	$\gamma_{Fertilisants \times Fertilisants}$	-0,249 (0,146)	-0,188 (0,141)
$\gamma_{Phosphore}$	-0,002 (0,105)	-0,067 (0,103)	$\gamma_{Travail \times Animale}$	-0,008 (0,009)	-0,006 (0,009)
$\gamma_{Phosphore \times Animale}$	-0,008 (0,007)	-0,008 (0,007)	$\gamma_{Fertilisants \times Animale}$	-0,106 (0,074)	-0,056 (0,070)
$\gamma_{Capital}$	0,010 (0,183)	0,027 (0,181)	$\gamma_{Herbicides \times Animale}$	0,084 (0,074)	0,038 (0,070)
$\gamma_{Travail}$	-0,570 (0,145)	-0,632 (0,167)	$\gamma_{Capital \times Animale}$	-0,016 (0,014)	-0,006 (0,013)
$\gamma_{Herbicides}$	0,121 (0,670)	0,176 (0,672)	$\gamma_{Phosphore \times Travail}$	-0,034 (0,014)	-0,014 (0,013)
$\gamma_{Fertilisants}$	-0,260 (0,667)	-0,250 (0,656)	$\gamma_{Phosphore \times Fertilisants}$	0,021 (0,069)	0,028 (0,069)
$\gamma_{Capital \times Capital}$	-0,008 (0,020)	-0,005 (0,019)	$\gamma_{Phosphore \times Herbicides}$	-0,012 (0,067)	-0,051 (0,067)
$\gamma_{Capital \times Travail}$	-0,015 (0,020)	0,014 (0,032)	$\gamma_{Phosphore \times Capital}$	0,001(0,018)	-0,013 (0,016)
$\gamma_{Capital \times Fertilisants}$	0,107 (0,122)	0,101 (0,116)	$\gamma_{Rotation\ de\ cultures}$	-0,136 (0,058)	-0,084 (0,056)
$\gamma_{Capital \times Herbicides}$	-0,077 (0,118)	-0,077 (0,112)	$\gamma_{Bande\ riveraine}$	-0,042 (0,049)	-0,056 (0,047)
$\gamma_{Travail \times Travail}$	-0,011 (0,010)	-0,001 (0,015)	$\gamma_{Contrôle\ d'\ herbicides}$	0,041 (0,055)	0,053 (0,053)
$\gamma_{Travail \times Fertilisants}$	-0,230 (0,080)	-0,219 (0,097)	$\gamma_{Fumiers\ solides}$	-0,033 (0,092)	-0,015 (0,087)
$\gamma_{Travail \times Herbicides}$	0,215 (0,078)	0,227 (0,096)	$\gamma_{Fumiers\ liquides}$	0,010 (0,059)	0,027 (0,057)
$\gamma_{Herbicides \times Herbicides}$	-0,183 (0,105)	-0,161 (0,104)	$\gamma_{Club\ environnement}$	-0,045 (0,049)	-0,052 (0,047)
$\gamma_{Phosphore \times Phosphore}$	0,012 (0,005)	-0,001 (0,004)	$\gamma_{Produits\ biologiques}$	-0,371 (0,177)	-0,402 (0,047)

N.B : Les écarts-types sont indiqués entre les parenthèses

Tableau 3. Élasticités output désirable-input issues des fonctions distances output et hyperbolique

D_{ET}^o				
	Capital	Travail	Fertilisants	Herbicides
γ_m				
	0,010 (0,183)	-0,570 (0,145)	-0,260 (0,667)	0,121 (0,680)
$\varepsilon_{y,m}^{ET}$				
	0,050 (0,055)	-0,826 (0,097)	-0,193 (0,367)	-0,158 (0,503)
$\xi_{m,n}^{ET}$				
Capital	-0,035 (0,007)	-0,066 (0,014)	0,491 (0,103)	-0,352 (0,074)
Travail	-0,025 (0,025)	-0,018 (0,019)	-0,388 (0,399)	0,363 (0,373)
Fertilisants	-0,051 (0,140)	0,110 (0,300)	0,119 (0,324)	-0,211 (0,575)
Herbicides	0,095 (0,104)	-0,266 (0,289)	-0,545 (0,594)	0,226 (0,246)
D_{EE}^o				
	Capital	Travail	Fertilisants	Herbicides
γ_m				
	0,027 (0,181)	-0,632 (0,167)	-0,250 (0,656)	0,176 (0,672)
$\varepsilon_{y,m}^{EE}$				
	0,040 (0,053)	-0,784 (0,082)	-0,192 (0,317)	-0,112 (0,425)
$\xi_{m,n}^{EE}$				
Capital	-0,022 (0,005)	0,066 (0,014)	0,464 (0,097)	-0,352 (0,073)
Travail	0,024 (0,025)	-0,002 (0,002)	-0,370 (0,380)	0,382 (0,393)
Fertilisants	-0,048 (0,132)	0,105 (0,287)	0,090 (0,245)	-0,170 (0,463)
Herbicides	0,095 (0,103)	-0,280 (0,305)	-0,439 (0,478)	0,199 (0,216)

N.B : Les chiffres entre les parenthèses représentent les écarts-types associés à chaque coefficient. Ces élasticités sont obtenues à partir de la méthode Delta qui consiste à calculer les intervalles de confiance des variances d'un échantillon de grande taille; elles sont reportées à leur moyenne respective.

Tableau 4. Substituabilité entre outputs désirable et indésirable

D_{ET}^o		D_{EE}^o	
$\tau_{y,b}^{ET}$	-129,208	$\tau_{y,b}^{EE}$	-11,238
ε_y^{ET}	0,992	ε_y^{EE}	0,918
ε_b^{ET}	-0,008	ε_b^{EE}	-0,082

Tableau 5. Coefficients estimés des termes d'inefficience des fonctions distance

Paramètres	D_{ET}^o	D_{EE}^o
σ_o	-2,794 (0,182)	-2,900 (0,197)
$\delta_{Télécom}$	-0,174 (0,237)	-0,228 (0,241)
$\delta_{Productionstotales}$	0,001 (0,001)	0,001 (0,001)
$\delta_{Productionimportante_2}$	-0,237 (0,461)	0,110 (0,471)
$\delta_{Éducation_2}$	-1,007 (0,418)	-1,156 (0,432)
$\delta_{Éducation_3}$	0,037 (0,476)	0,038 (0,469)
$\delta_{Éducation_4}$	-0,055 (0,501)	-0,082 (0,491)
$\delta_{Résidence sur ferme}$	-0,881 (0,390)	-0,847 (0,401)
δ_{Genre}	-3,029 (2,0717)	-2,239 (1,630)
$\delta_{\hat{Age}_2}$	-0,098 (0,371)	-0,164 (0,373)
$\delta_{\hat{Age}_3}$	-3,120 (1,110)	-2,908 (0,941)
σ_v	0,247 (0,023)	0,235 (0,023)

Tableau 6. Classement des dix et moins efficaces fermes agricoles selon le modèle des efficacités technique et environnementale

Dix fermes ayant le meilleur score d'efficacité environnementale		Dix fermes ayant le meilleur score d'efficacité environnementale	
Rang en terme d'efficacité environnementale	Rang en terme d'efficacité technique	Rang en terme d'efficacité environnementale	Rang en terme d'efficacité technique
1	3	201	200
2	1	202	198
3	8	203	192
4	10	204	206
5	2	205	197
6	6	206	208
7	11	207	205
8	5	208	210
9	4	209	209
10	7	210	207