



**HAL**  
open science

## Morcellement du parcellaire et Performance des exploitations : une application à la Bretagne

Legrand Dunold Fils Saint-Cyr

► **To cite this version:**

Legrand Dunold Fils Saint-Cyr. Morcellement du parcellaire et Performance des exploitations : une application à la Bretagne. 2013, 76 p. hal-01208912

**HAL Id: hal-01208912**

**<https://hal.science/hal-01208912v1>**

Submitted on 6 Jun 2020

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



**AGROCAMPUS OUEST  
CFR Rennes**  
65, rue de Saint Briec  
CS 84215 - 35042 Rennes  
Cedex  
Tél : 02 23 48 54 12  
Fax : 02 23 48 54 17

**UNIVERSITE BRETAGNE  
OCCIDENTALE**  
3, rue des Archives  
CS 93837 - 29238 Brest  
Cedex 3  
Tél : 02 98 01 60 00

**INRA  
UMR SMART**  
4, Allée Adolphe Bobierre  
CS 61103 - 35011 Rennes  
Cedex  
Tél : 02 23 48 53 82  
Fax : 02 23 48 53 80

Mémoire de Fin d'Études

## **Master Sciences de la Mer et du Littoral**

Année universitaire : 2012 - 2013

Spécialité : Economie Appliquée : Agriculture, Mer et Environnement

### **Morcellement du parcellaire et Performance des exploitations : une application à la Bretagne**

**Par : Legrand Dunold Fils SAINT-CYR**

Soutenu à Rennes, le 12/09/2013

**Devant le jury**

Sous la présidence de : **Aude Ridier**

Maître de stage : **Laurent Piet**

Enseignant référent : **Alain Carpentier**

*"Les analyses et les conclusions de ce travail d'étudiant n'engagent  
que la responsabilité de son auteur et non celle d'AGROCAMPUS OUEST".*



## Remerciement

En préambule à ce mémoire, je tiens à remercier tous ceux qui d'une manière ou d'une autre ont contribué à son élaboration.

Tout d'abord, je remercie mon maître de stage, Laurent Piet, pour sa cordialité et son encadrement combien précieux dans le cadre de ce travail.

Je remercie aussi mon enseignant référent, Alain Carpentier, pour le suivi et ses conseils et, particulièrement, pour ses cours de micro-économétrie auxquels j'ai pu prendre part pendant la durée de mon stage.

Mes remerciements vont à l'endroit de toute l'unité UMR SMART de l'INRA qui m'a accueilli dans ses locaux et m'a fourni un espace très propice pour l'apprentissage et la recherche.

Je n'ose pas oublier ma famille et les amis qui m'ont été d'un grand support au cours de cette année d'étude. De même pour tous ceux et celles que j'ai pu côtoyer pendant mon stage à l'INRA ou à l'extérieur. Plus particulièrement, je remercie Rose Mercilia Jeannot, Rose-Sandra Thimoléon et Jean Joseph Minviel.

J'adresse mes remerciements à la Faculté d'Agronomie et de Médecine Vétérinaire (FAMV) de l'Université d'Etat d'Haïti (UEH) et à l'Agence Universitaire de la Francophonie (AUF) qui, dans le cadre du programme de mobilité (Master II) m'ont accordé la bourse qui m'a permis de réaliser ce master.

Enfin, je remercie les membres du jury pour avoir pris le soin de lire le texte ainsi que pour leurs suggestions.

# Table des matières

<b>Remerciement</b> .....	<b>I</b>
<b>Table des matières</b> .....	<b>II</b>
<b>Glossaire</b> .....	<b>IV</b>
<b>Table des annexes</b> .....	<b>V</b>
<b>Table des illustrations</b> .....	<b>VI</b>
<b>Liste des tableaux</b> .....	<b>VII</b>
<b>I. Introduction</b> .....	<b>1</b>
<b>II. Mesure et données</b> .....	<b>3</b>
2.1. La performance.....	3
2.1.1. Mesure de la performance .....	3
2.1.2. Données du RICA utilisées pour déterminer la performance des exploitations agricoles de la région Bretagne.....	5
2.1.3. Performance des exploitations agricoles de la région Bretagne .....	8
2.2. Le Morcellement du parcellaire.....	10
2.2.1. Mesure du morcellement du parcellaire .....	11
2.2.2. Données du RPG utilisées pour déterminer morcellement du parcellaire des exploitations agricoles de la région Bretagne.....	13
2.2.3. Morcellement du parcellaire des exploitations de la région de Bretagne .....	14
<b>III. Impact du morcellement du parcellaire sur l'efficacité des exploitations agricoles de la région Bretagne</b> .....	<b>16</b>
3.1. Appariement des bases de données du RICA et du RPG .....	16
3.1.1. Filtrage des exploitations « candidates » pour l'appariement .....	16
3.1.2. Appariement des bases de données du RICA et du RPG sur score de propension.....	17
• Le score de propension.....	17
• Construction du score de propension pour les exploitations de la région Bretagne .....	18
3.1.3. Echantillonnage .....	18
3.2. Estimation économétrique des effets du morcellement sur l'efficacité des exploitations agricoles de la région Bretagne .....	19
3.2.1. Spécification du modèle d'efficacité.....	19
3.2.2. Les variables du modèle .....	19
• Les indicateurs de morcellement .....	20
• Les caractéristiques individuelles.....	20
• Les caractéristiques pédoclimatiques .....	21

• Les termes croisés .....	22
• Sélection des variables et signes attendus .....	22
3.2.3. Estimation du modèle .....	24
<b>IV. Résultats .....</b>	<b>26</b>
4.1. Statistiques descriptives des trois échantillons utilisées pour l'estimation des modèles économétriques .....	26
4.2. Résultats des régressions .....	28
4.2.1. Examen global des régressions.....	28
4.2.2. Les déterminants de l'efficacité .....	29
4.3. Effets d'une éventuelle réduction du morcellement sur l'efficacité des exploitations de la région Bretagne .....	32
<b>V. Discussions.....</b>	<b>34</b>
<b>VI. Conclusion .....</b>	<b>36</b>
<b>VII. Bibliographie .....</b>	<b>37</b>
<b>Annexes.....</b>	<b>41</b>

## Glossaire

AIC	:	Alkaike Information Criterion
ASP	:	Agence de Services et de Paiement
BIC	:	Bayesian Information Criterion
CEC	:	Capacité d'échange cationique
DEA	:	Data Envelopment Analysis
ESU	:	Economic Size Units
UE	:	Union Européenne
GOTEX	:	Grande orientation technico-économique de l'exploitation
GIS Sol	:	Groupement d'Intérêt Scientifique Sol
INSEE	:	Institut National des Statistiques et des Etudes Economiques
ONCFS	:	Office Nationale de la Chasse et de la Faune Sauvage
OTEX	:	Orientation technico-économique de l'exploitation
PAC	:	Politique Agricole Commune
RICA	:	Réseau d'Information Comptable Agricole
RMQS	:	Réseau de Mesures de la Qualité des Sols
RPG	:	Registre Parcelaire Graphique
SAU	:	Surface Agricole Utile
VIF	:	Variance Inflation Facteur

## Table des annexes

Annexe I : Définition et mesure de l'efficacité .....	41
Annexe II : Résultats des tris.....	51
Annexe III : La méthode de matching par score de propension.....	52
Annexe IV : Statistiques descriptives des variables utilisées pour l'estimation du score de propension et distribution des scores .....	57
Annexe V : Résultats des estimations économétriques .....	59
Annexe VI : Moyenne, coefficient de variation, médiane des indicateurs de morcellement au premier et troisième quartile de chaque indicateur .....	68
Annexe VII : Effets d'une éventuelle réduction du morcellement sur l'efficacité des exploitations agricoles de Bretagne .....	70

## Table des illustrations

Figure 1 : Mesure de l'efficacité sous rendements d'échelle constants et sous rendements d'échelle variables .....	4
Figure 2 : Répartition par département des exploitations agricoles de l'échantillon RICA 2007 .....	7
Figure 3 : Répartition par département des grandes orientations technico-économiques des exploitations agricoles (Gotex) de la région Bretagne .....	7
Figure 4 : Représentation de la « lunule » utilisée pour le calcul de la part de l'exploitation incluse dans le disque de surface équivalente.....	13
Figure 5 : Part de la production végétale des exploitations des différentes grandes orientations technico-économiques (Gotex) de la région de Bretagne.....	21

## Liste des tableaux

Tableau 1 : Différentes grandes orientations technico-économiques des exploitations agricoles (Gotex) de la région Bretagne dans l'échantillon RICA 2007.....	6
Tableau 2 : Statistiques descriptives pour les variables utilisées dans la détermination des scores d'efficacité des exploitations agricoles de Bretagne par grande orientation technico-économique (Gotex) .....	9
Tableau 3 : Scores d'efficacité des exploitations agricoles de la région Bretagne par département.....	10
Tableau 4 : Scores d'efficacité des exploitations agricoles de la région Bretagne par groupe d'orientations technico-économiques (Gotex) .....	10
Tableau 5 : Morcellement du parcellaire des exploitations de la région Bretagne par département.....	15
Tableau 6 : Définition des variables du modèle et les effets attendus sur l'efficacité.....	23
Tableau 7 : Statistiques descriptives des variables des modèles économétriques pour les différents échantillons.....	27
Tableau 8 : Statistiques des modèles estimés à partir des trois échantillons utilisés pour les régressions .....	28
Tableau 9 : Estimation des paramètres des modèles de l'efficacité .....	30
Tableau 10 : Effets d'une simulation de réduction du morcellement par la distance entre les îlots sur l'efficacité d'échelle pour les grandes orientations technico-économiques (Gotex).....	33

## I. Introduction

L'agriculture demeure un secteur d'activité crucial pour de nombreux pays quelle que soit leur situation économique. Elle est considérée comme étant un secteur atypique et sensible de part ses liens avec la nature et la sécurité alimentaire (Hervieu *et al.*, 2001). Elle est d'autant plus importante dans un pays comme la France occupant plus de 16 % de la surface agricole de l'Union Européenne (UE) et environ 16 % de la production agricole de celle-ci (INSEE, 2011). Cette situation lui permet de se hisser au premier rang en termes de production agricole et au deuxième rang en termes d'exportation au niveau de l'Union Européenne, et respectivement huitième et quatrième rang mondial (Momagri, 2012). Toutefois, l'essor du secteur agricole repose sur la performance individuelle des exploitations découlant de leur capacité à être productives et compétitives sur le marché mondial.

La performance d'une exploitation agricole est évaluée par divers indicateurs. Ces derniers s'intéressent à sa capacité à être rentable et efficace. Dans la littérature, la performance est évaluée le plus souvent par la rentabilité, la productivité et l'efficacité (Le Moing, 2010). Considérée comme une mesure plus globale, l'efficacité est de plus en plus utilisée au cours de ces dernières années dans les études de performance (Coelli *et al.*, 2005). La performance d'une exploitation agricole mesurée à travers l'efficacité dépend notamment de sa structure et de certaines caractéristiques extrinsèques. Le morcellement du parcellaire, l'une des caractéristiques structurelles d'une exploitation agricole, n'est pas sans effet sur sa performance (King et Burton, 1982). Si pour certains auteurs le morcellement peut avoir des effets bénéfiques pour l'exploitation agricole par la diminution de risque lié à la production (Kawasaki, 2010 ; Blarel *et al.*, 1992), l'augmentation de profit liée à la diversification des cultures (Manjunatha *et al.*, 2012) et la préservation de la biodiversité (Di Falco *et al.*, 2010), il est plus généralement considéré comme néfaste à sa performance. Dans ce dernier cas, ses effets se traduisent principalement par l'augmentation des coûts de production (Hung *et al.*, 2007 ; Jabarin et Epplin, 1994), la diminution du rendement (Wan et Cheng, 2001 ; Nguyen *et al.*, 1996) ou la diminution de l'efficacité (Manjunatha *et al.*, 2012 ; Tan *et al.*, 2010).

Dans divers pays, de nombreuses politiques de remembrement ont été mises en place en vue d'une amélioration de la performance des exploitations agricoles. En France, depuis le XVII<sup>e</sup> siècle, des politiques de remembrement ont été élaborées et appliquées. Tel fut par exemple le cas de celui de Rouvres-en-Plaine en Côte-d'Or, achevé en 1707 (Philippe et Polombo, 2009). Selon ces derniers auteurs, le remembrement est devenu intensif vers les années 1960 et 1970, suite au décret du 20 décembre 1954. Ce décret visait à promouvoir et améliorer l'aménagement foncier et tout particulièrement le remembrement. Cependant, selon nos recherches, aucune étude empirique prenant en compte le morcellement du parcellaire n'a à l'époque servi de base à de telles politiques pour les prises de décision.

Latruffe et Piet (2013) semblent ainsi être les premiers en France à mettre en évidence les effets du morcellement du parcellaire sur la performance des exploitations agricoles. Ils ont travaillé sur un échantillon d'exploitation de la région Bretagne pour l'année 2007. Les auteurs ont cherché à montrer les effets du morcellement sur le niveau de production, sur les coûts de production et sur l'efficacité des exploitations agricoles. Pour ce faire, ils ont utilisé deux bases de données distinctes. D'une part, la base de données du Réseau d'Information Comptable Agricole (RICA), contenant les données comptables d'un échantillon

d'exploitations agricoles, a été utilisée pour déterminer des indicateurs de performance économique. D'autre part, la base de données du Registre Parcellaire Graphique (RPG), contenant les données sur la localisation de l'ensemble des îlots des exploitations agricoles demandant des aides dans le cadre de la Politique Agricole Commune (PAC), leur a permis de calculer des indicateurs de morcellement du parcellaire de ces exploitations. Cependant, aucun identifiant commun entre les deux bases de données n'a permis de les appairer directement. Dans ce contexte, les auteurs ont dû se contenter de générer des mesures de morcellement du parcellaire au niveau communal. Ainsi, ils ont pu étudier la relation entre la performance d'un échantillon d'exploitations et le morcellement des communes dans lesquelles se trouvent ces exploitations. Ce procédé implique l'hypothèse que le morcellement du parcellaire d'une exploitation est positivement corrélé au morcellement de la commune dans laquelle elle se trouve. En d'autres termes, cette hypothèse signifie que plus une commune est morcelée plus les exploitations agricoles qui s'y trouvent ont une chance d'être elles-mêmes morcelées. Cette hypothèse est jugée assez forte par les auteurs eux-mêmes car rien ne justifie que le morcellement déterminé à l'échelle de la commune soit fortement corrélé avec le morcellement individuel des exploitations agricoles : une exploitation faiblement morcelée peut se trouver dans une commune fortement morcelée et inversement. De ce fait, Latruffe et Piet (2013) concluent en espérant de trouver un autre moyen permettant d'appairer les bases de données du RICA et du RPG au niveau individuel ce qui permettrait d'utiliser le morcellement individuel des exploitations agricoles pour analyser ses effets réels sur leur performance économique. L'objectif de ce présent travail de recherche est de réaliser un tel appariement et une telle analyse. Pour ce faire, dans le cas de la Bretagne et pour l'année 2007, il consiste tout d'abord à trouver une méthode d'appariement des bases de données du RICA et du RPG. Ensuite, la relation entre le morcellement et la performance est recherchée grâce à une régression des indicateurs de performance des exploitations sur ceux du morcellement de leur parcellaire. Ce travail complète ainsi celui de Latruffe et Piet (2013) et permet d'avoir une meilleure interprétation des résultats.

La réalisation de ce travail débute par une revue de littérature concernant les mesures de performance économique et du morcellement du parcellaire avec la présentation des données utilisées pour une mise en évidence de la situation des exploitations agricoles bretonnes. La troisième du document présente la méthodologie utilisée pour l'appariement des bases de données RICA et RPG ainsi que celle pour la mise en évidence de la relation entre la performance et le morcellement du parcellaire. Les résultats et leur discussion sont rapportés dans la quatrième et la cinquième respectivement. La sixième est réservée à la conclusion.

## II. Mesure et données

Dans le cadre de cette étude, les effets du morcellement du parcellaire sur la performance des exploitations agricoles sont évalués par une méthode en deux étapes. Dans un premier temps, la performance des exploitations est évaluée à travers leurs scores d'efficacité. Dans un second temps, les scores d'efficacité sont régressés sur des indicateurs de morcellement du parcellaire et certaines autres caractéristiques individuelles, environnementales et pédoclimatiques des exploitations.

### 2.1. La performance

La performance est un concept relatif et peut être définie de diverses manières. Dans un cadre général, elle peut être perçue comme étant la capacité d'une entreprise (ou d'une firme) à produire à moindre coûts, à être rentable, à investir ou à résister à des variations de prix (Le Moing, 2010). Les sous-sections suivantes présentent la méthode de mesure de la performance et la situation des exploitations de la région Bretagne.

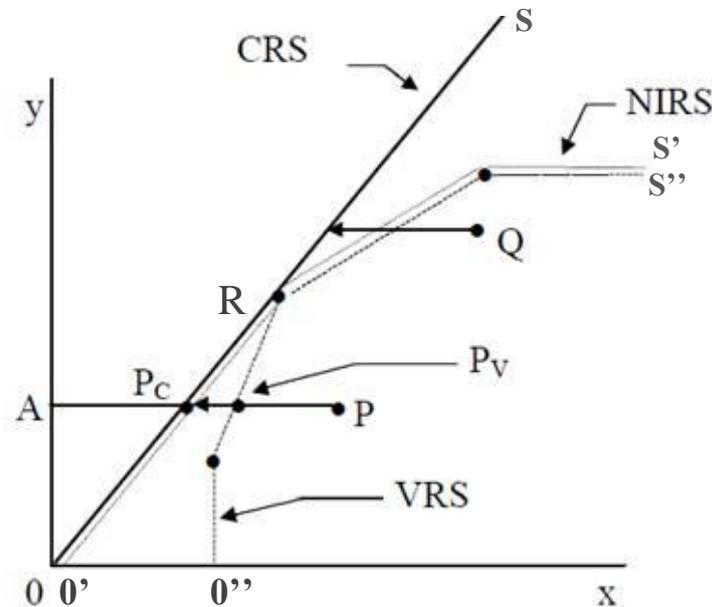
#### 2.1.1. Mesure de la performance

Plusieurs indicateurs sont utilisés pour évaluer la performance d'une entreprise que l'on peut séparer entre, d'une part, indicateurs comptables et, d'autre part, indicateurs d'efficacité (Juhel, 2012). Les indicateurs comptables sont considérés comme des indicateurs de productivité partielle car ne faisant référence qu'à une partie des facteurs de production. L'efficacité est, elle, jugée plus complexe que les indicateurs classiques (ou comptables). Elle se définit comme étant la capacité d'une entreprise à obtenir des produits (outputs) ou à utiliser des facteurs de production (inputs) en quantité optimale compte tenu la technologie (Latruffe, 2004). En effet, l'efficacité permet de rapporter la production de l'entreprise à la totalité des facteurs de production qu'elle utilise. Les premiers auteurs (Farell, 1957) ont différencié l'efficacité technique (technical efficiency), d'une part, l'efficacité allocative (price efficiency), d'autre part, et enfin l'efficacité économique (totale) (overall efficiency). L'efficacité technique reflète l'habileté d'une entreprise à obtenir une quantité maximale d'outputs à partir d'une quantité d'inputs donnée. L'efficacité allocative traduit l'habileté d'une entreprise à utiliser des facteurs de production dans des proportions optimales suivant leur prix et la technologie utilisée. L'efficacité économique (totale) combine les deux précédentes. Dans le cadre de cette étude, seule l'efficacité technique est prise en considération. Sous l'hypothèse de rendements d'échelle variables, celle-ci peut être décomposée entre efficacité technique pure et efficacité d'échelle (Latruffe et Piet, 2013). L'efficacité technique pure reflète comment les producteurs gèrent leur entreprise tandis que l'efficacité d'échelle cherche à montrer si l'entreprise fonctionne à son échelle de production optimale. La figure 1 une interprétation graphique des trois types d'efficacité ainsi identifiés.

L'efficacité se présente sous forme de score. Ce dernier est évalué par la distance par rapport à une frontière de production représentée par les entreprises les plus efficaces. Les scores d'efficacité varient entre zéro et un. Un score de zéro signifie que l'entreprise est totalement inefficace tandis qu'un score de un signifie que l'entreprise est pleinement efficace puisqu'elle est située sur la frontière production. Elle sert de référence pour les autres entreprises du groupe utilisant la même technologie mais pour lesquelles les scores

d'efficacité sont inférieurs. Ainsi, on peut voir que l'efficacité est un concept relatif, contingente à l'échantillon utilisé pour construire la frontière de production.

**Figure 1 : Mesure de l'efficacité sous rendements d'échelle constants et sous rendements d'échelle variables**



Source : Coelli *et al.* (2005).

Sur la figure 1, les outputs (Y) et les inputs (X) sont représentés respectivement sur l'axe des ordonnées et l'axe des abscisses. OS représente la frontière de production des entreprises fonctionnant sous rendements d'échelle constants (CRS pour « constant returns to scale »). O'S' et O''S''' représentent respectivement les frontières de production des entreprises fonctionnant sous rendements d'échelle non croissants (NIRS pour « non increasing returns to scale ») et sous rendements d'échelle variables (VRS pour « variable returns to scale »). Les points Q, R, P<sub>C</sub>, P<sub>V</sub> et P sont des entreprises. A est une quantité d'output quelconque, projection de P et P<sub>C</sub> sur l'axe des ordonnées. Q et P sont inefficaces techniquement et du point de vue de l'échelle de production. P<sub>V</sub> est efficace techniquement mais ne fonctionne pas sous une échelle de production optimale tandis que la situation inverse se produit pour une entreprise qui se trouve en P<sub>C</sub>. R est efficace techniquement et se trouve sous une échelle de production optimale.

Suivant la figure 1, l'efficacité technique sous l'hypothèse de rendements d'échelle constants et celle sous l'hypothèse de rendements d'échelle variables sont données respectivement par :

$$TE_{CRS} = AP_C/AP$$

$$TE_{VRS} = AP_V/AP$$

Sous l'hypothèse de rendements d'échelle variables, l'efficacité d'échelle est donnée par :

$$SE = AP_C/AP_V$$

Ainsi, l'efficacité technique sous l'hypothèse de rendements d'échelle constants est égale au produit entre l'efficacité technique pure (sous l'hypothèse de rendements d'échelle variables) et l'efficacité d'échelle :

$$TE_{CRS} = TE_{VRS} * SE$$

Dans la littérature, deux grandes approches sont utilisées pour estimer les scores d'efficacité d'une entreprise<sup>1</sup> : une approche paramétrique (Aigner *et al.*, 1977) et une approche non paramétrique (Farell, 1957). L'approche paramétrique nécessite la spécification d'une forme fonctionnelle pour la fonction de production, alors que l'approche non paramétrique ne nécessite que de préciser les propriétés formelles de l'enveloppe délimitant les unités de décision (les entreprises) les plus performantes. L'approche non paramétrique la plus utilisée est la méthode d'enveloppement de données (DEA pour « Data Envelopment Analysis »). Cette méthode permet l'estimation des scores d'efficacité sur la base de la distance entre l'entreprise considérée et celles qui sont les plus efficaces c'est-à-dire celles situées sur la frontière de production. L'approche non paramétrique présente l'avantage de pouvoir être implémentée sans avoir besoin de connaître la forme analytique de la relation existant entre les produits et les facteurs de production (Coelli *et al.*, 2005).

Pour estimer les scores d'efficacité, Charnes, Cooper et Rhodes (1978) ont été les premiers à proposer un modèle faisant appel à l'hypothèse de rendements d'échelle constants. Banker, Charnes et Cooper (1984) ont proposé à leur tour un modèle plus général faisant l'hypothèse de rendements d'échelle variables (Cooper *et al.*, 2011). La mesure de l'efficacité peut être orientée inputs (« Input-Oriented ») ou orientée outputs (« Output-Oriented ») (Coelli *et al.*, 2005). L'approche orientée inputs évalue l'efficacité sur la capacité des unités de décision à minimiser les inputs à outputs donnés. L'approche orientée outputs évalue l'efficacité sur la capacité des unités de décision à maximiser les outputs à inputs donnés. Ainsi, l'approche orientée inputs mesure l'excès relatif de ressources utilisées tandis que l'approche orientée outputs mesure la perte relative de production. Selon Färe et Lovell (1978), en cas de rendements d'échelle constants les deux types de mesure donnent le même résultat.

### **2.1.2. Données du RICA utilisées pour déterminer la performance des exploitations agricoles de la région Bretagne**

Pour mesurer la performance des exploitations agricole de la région Bretagne, la base de données du Réseau d'Information Comptable Agricole (RICA) a été utilisée. Le RICA est une base de données mise en place pour permettre d'évaluer le revenu des exploitations agricoles et l'impact de la Politique Agricole Commune (PAC) de l'Union Européenne (UE). Il renferme des données sur les exploitations agricoles professionnelles de l'Union Européenne. Les exploitations sont sélectionnées à travers tous les Etats membres selon une stratification basée sur trois critères : la région, la dimension économique et l'orientation technico-économique (Otex). Les informations figurant dans la fiche d'exploitation concernent, d'une part, des données physiques et structurelles telles que le siège de l'exploitation, la superficie cultivée, le nombre d'animaux, la main-d'œuvre, etc., et, d'autre part, des données économiques et financières telles que la valeur de production des différentes cultures, les stocks, les ventes et achats, les coûts de production, les capitaux, l'endettement,

---

<sup>1</sup> Les deux approches d'estimation de l'efficacité sont présentées de façon détaillée en annexe I.

les quotas de production et les subventions, notamment celles liées à la mise en œuvre des mesures PAC, etc. (RICA, 2010). La fiche d'exploitation RICA porte sur une période de douze mois. Les données sont recueillies par année fiscale qui diffère d'un État membre à un autre. En France, pour un petit nombre d'exploitations, le début de l'exercice comptable se situe entre le 1er octobre et le 31 décembre de l'année précédente (RICA, 2011).

Pour l'année 2007, la base de données du RICA comporte 480 exploitations situées dans la région Bretagne. Avant tout calcul, 10 exploitations sans surface agricole et une avec des données aberrantes sur le capital ont été exclues de la base (Latruffe et Piet 2013). Parmi les 469 exploitations agricoles restantes de l'échantillon, on retrouve différentes Otex. Vu la faible taille de l'échantillon, des grandes orientations technico-économiques (Gotex) ont été formées avec les Otex afin de comparer leur performance (cf. Tableau 1).

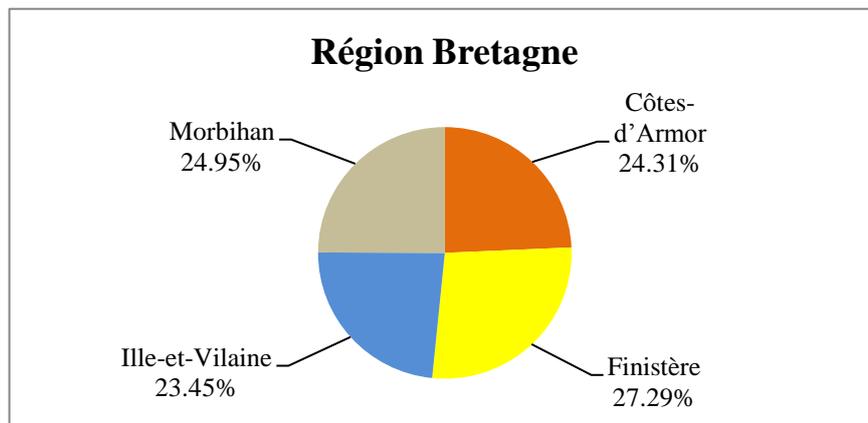
**Tableau 1 : Différentes grandes orientations technico-économiques des exploitations agricoles (Gotex) de la région Bretagne dans l'échantillon RICA 2007**

<b>Gotex</b>	<b>Otex</b>	<b>Définition</b>	<b>Nombre d'exploitations</b>	<b>Part dans l'échantillon</b>
<b>Gotex 1</b>	Otex 13	Céréales et oléoprotéagineux	63	<b>13,43 %</b>
	Otex 60	Cultures générales		
	Otex 14	Polyculture		
<b>Gotex 2</b>	Otex 41	Bovins lait	134	<b>28,57 %</b>
<b>Gotex 3</b>	Otex 42	Bovins viande	66	<b>14,07 %</b>
	Otex 43	Bovins lait-viande		
	Otex 44	Autres herbivores		
	Otex 71	Polyélevage orientation herbivores		
<b>Gotex 4</b>	Otex 50	Granivores	126	<b>26,87 %</b>
	Otex 72	Polyélevage orientation granivores		
<b>Gotex 5</b>	Otex 81	Grandes cultures et herbivores	53	<b>11,30 %</b>
	Otex 82	Autres associations		
<b>Gotex 6</b>	Otex 28	Maraîchage	27	<b>5,76 %</b>
	Otex 29	Fleurs et horticulture diverse		
	Otex 39	Fruits et autres cultures permanentes		
<b>Nombre d'exploitations</b>			<b>469</b>	<b>100%</b>

Source : calculs de l'auteur (base de données du RICA, 2007).

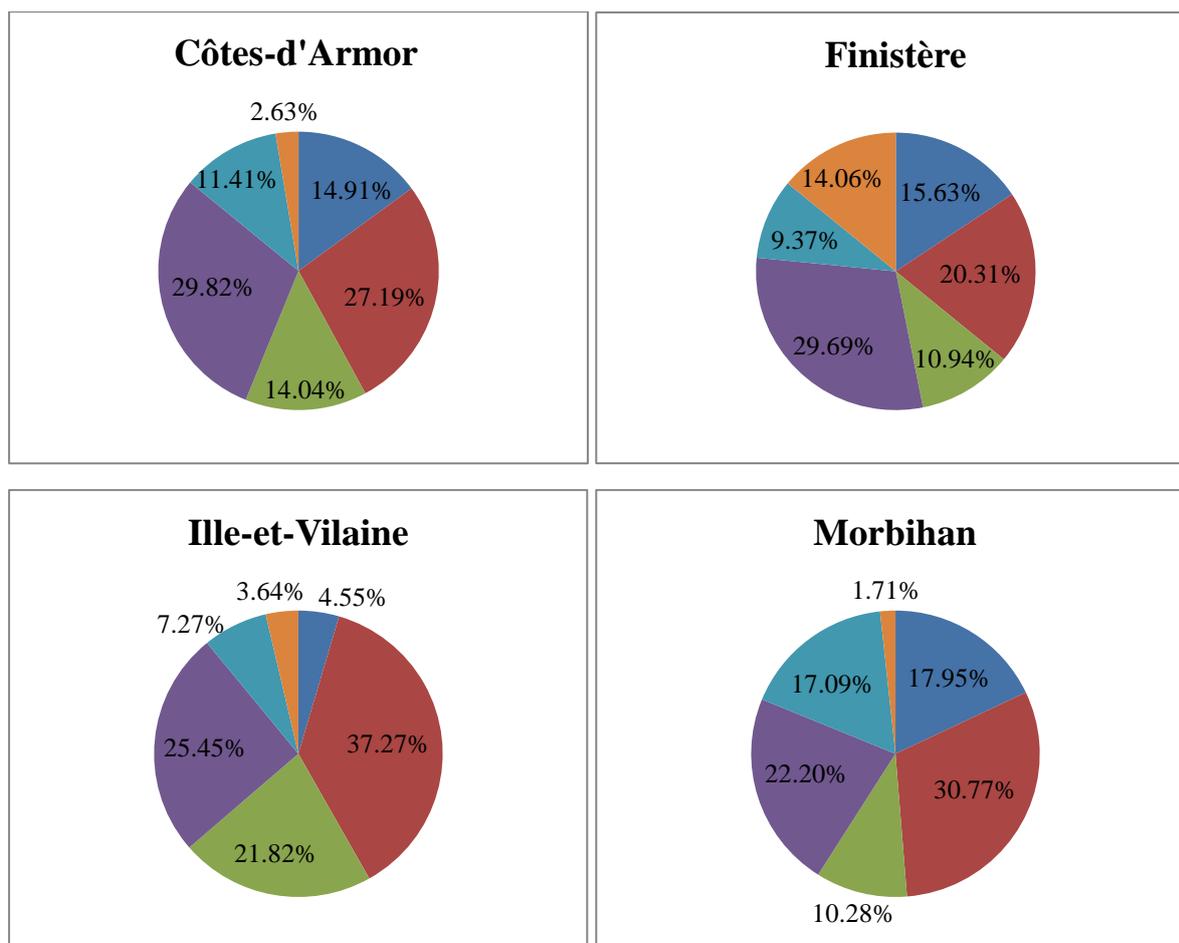
Environ 70 % des exploitations agricoles de la région Bretagne relèvent d'une orientation de production animale (cf. Tableau 1). Ce résultat est concordant avec ceux du recensement agricole 2010. Selon Agreste (2010), les 3/4 des exploitations agricoles de la région Bretagne sont en effet spécialisées en production animale. Les exploitations de bovins laitiers et celles de granivores sont les plus représentées dans l'échantillon. Elles comptent pour près de 60 % des exploitations. Toutefois, les exploitations à orientation de production de bovins laitiers sont légèrement majoritaires avec une part de 28,57 % contre 26,87 % pour les élevages orientés granivores. Les exploitations les moins représentées sont celles de production horticole, de fleurs, de fruits et de cultures permanentes, qui ne représentent que 5,76 % de l'échantillon. La figure 2 présente la répartition des exploitations de l'échantillon par département.

**Figure 2 : Répartition par département des exploitations agricoles de l'échantillon RICA 2007**



Source : calculs de l'auteur (base de données du RICA, 2007).

**Figure 3 : Répartition par département des grandes orientations technico-économiques des exploitations agricoles (Gotex) de la région Bretagne**



■ Céréales, oléoprotéagineux, cultures générales, polyculture  
 ■ Bovins viande, bovins lait-viande, autres herbivores, polyélevage orientation herbivores  
 ■ Grandes cultures, herbivores, autres associations  
 ■ Granivores, polyélevage orientation granivores  
 ■ Maraîchage, fleurs, horticulture, fruits et autres cultures permanentes  
 ■ Bovins lait

Source : calculs de l'auteur (base de données du RICA, 2007).

D'après la figure 2, les différents départements ont presque la même part en termes de nombre d'observations dans l'échantillon. Toutefois, le département du Finistère compte le plus grand nombre avec 128 exploitations soit 27,29 % de l'échantillon tandis que l'Ille-et-Vilaine en compte 110 soit 23,45 %, la proportion la plus faible. Dans les différents départements, la production animale (Gotex 2, Gotex 3 et Gotex 4) est beaucoup plus représentée dans l'échantillon comparativement aux autres grandes orientations technico-économiques (Figure 3). Dans les Côtes-d'Armor et le Finistère, les exploitations à orientation d'élevage de granivores et polyélevage orientation granivores (Gotex 4) sont plus représentées que les autres Gotex. Dans chacun de ces départements, elles comptent pour près de 30 % de l'échantillon. Dans l'Ille-et-Vilaine et le Morbihan, la production des bovins laitiers est plus représentée avec une part de 37,27 % et 30,77 % de l'échantillon respectivement. Dans tous les départements de la région, les exploitations de production de fleurs, de fruits ou de cultures permanentes sont moins nombreuses avec moins de 5 % de l'échantillon, sauf pour le Finistère. Dans ce dernier, les moins représentées sont les exploitations du Gotex 5 et celles du Gotex 3, avec respectivement une part de 9,38 % et 10,94 % de l'échantillon.

### 2.1.3. Performance des exploitations agricoles de la région Bretagne

Les scores d'efficacité des exploitations agricoles de la région Bretagne ont été déterminés à partir des données du RICA par la méthode DEA avec l'approche « Output-Oriented » pour l'année 2007 par Latruffe et Piet (2013). Sous l'hypothèse de rendements d'échelle variables, les auteurs ont résolu le programme linéaire suivant:

$$\begin{aligned} \max_{\phi, \lambda} \quad & \phi_i \\ \text{Sous contraintes :} \quad & -\phi_i y_i + Y\lambda \geq 0, \quad i = 1, \dots, N \\ & x_i - X\lambda \geq 0 \\ & N1'\lambda = 1 \\ & \lambda \geq 0 \end{aligned}$$

où  $\lambda$  est un vecteur de constantes et  $\phi$  représente le score d'efficacité qu'on cherche à maximiser pour chaque exploitation  $i$ .  $x$  représente les inputs utilisés par l'exploitation agricole  $i$  pour produire l'output  $y$ .  $Y$  est la matrice des outputs et  $X$  la matrice des inputs utilisés par l'ensemble des exploitations  $N$ .  $N1'\lambda = 1$  est une contrainte de convexité qui s'ajoute au modèle de rendements d'échelle constants pour incorporer la possibilité que des exploitations évoluent sous rendements d'échelle variables (Latruffe, 2004). Les auteurs ont utilisé un seul output représenté par la production brute totale de l'exploitation (sans les subventions) en Euros et quatre inputs qui sont la superficie agricole utile (SAU) en hectares, le travail mesuré en UTA (Unité de Travail Annuel), les consommations intermédiaires en Euros, et la valeur du capital en Euros.

Le tableau 5 montre que les exploitations à orientation de production de maraîchers, fruits, fleurs, horticulture, et autres cultures permanentes (Gotex 6) ont en moyenne la production brute totale (sans les subventions) la plus élevée comparativement aux autres grandes orientations technico-économiques. En moyenne, leur production brute totale s'élève à 517 176 Euros. Les exploitations à orientation de production de granivores et polyélevage orientation granivores (Gotex 4) occupent la deuxième place avec 485 279 Euros de production brute totale en moyenne. Les exploitations de production de bovins laitiers (Gotex

2) se trouvent au bas de l'échelle avec seulement 163 945 Euros de production brute totale en moyenne. Ce même ordre est aussi gardé pour la valeur du capital au niveau des exploitations. Les exploitations de grandes cultures, herbivores et autres associations utilisent en moyenne beaucoup plus de terre avec une SAU moyenne de 90,64 hectares. Les exploitations du Gotex 6 utilisent très peu d'espace comparativement aux autres Gotex avec une SAU moyenne de 6,10 hectares.

**Tableau 2 : Statistiques descriptives pour les variables utilisées dans la détermination des scores d'efficacité des exploitations agricoles de Bretagne par grande orientation technico-économique (Gotex)**

<b>Variables du modèle (DEA)</b>	<b>Gotex 1</b>	<b>Gotex 2</b>	<b>Gotex 3</b>	<b>Gotex 4</b>	<b>Gotex 5</b>	<b>Gotex 6</b>	<b>Région Bretagne</b>
Production Brute total (Euros)	233 779 (292 172)	163 945 (98 815)	205 670 (141 254)	485 279 (429 459)	265 920 (195 889)	517 176 (501 670)	297 386 (321 863)
SAU (hectares)	61,51 (49,50)	66,87 (35,97)	73,47 (35,98)	52,33 (29,46)	90,64 (66,92)	6,10 (9,71)	62,36 (49,93)
Travail utilisé (UTA)	2,92 (4,05)	1,75 (0,71)	1,90 (0,98)	2,37 (1,63)	1,98 (1,24)	7,35 (9,71)	2,44 (2,57)
Consommations intermédiaires (Euros)	113 054 (121 305)	90 362 (57 875)	120 072 (90 833)	378 479 (37 453)	173 509 (138 882)	263 584 (311 671)	194 367 (277 138)
Valeur du capital (Euros)	214 710 (303 908)	247 933 (129 362)	283 271 (181 925)	376 560 (340 567)	281 814 (220 163)	435 097 (509 020)	297 604 (277 138)
<b>Nombre Observations</b>	<b>63</b>	<b>134</b>	<b>66</b>	<b>126</b>	<b>53</b>	<b>27</b>	<b>469</b>

*Pour chaque variable, la moyenne est présentée ainsi que l'écart-type entre parenthèses.*

*Notes : Gotex 1 : Céréales et oléoprotéagineux, cultures générales et polyculture; Gotex 2 : Bovins lait ; Gotex 3 : Bovins viande, bovins lait-viande, autres herbivores, Polyélevage orientation herbivores; Gotex 4 : Granivores, Polyélevage orientation granivores; Gotex 5 : Grandes cultures, herbivores, autres associations; Gotex 6 : Maraîchage, fleurs, horticultures, fruits et autres cultures permanentes.*

Source: calculs de l'auteur à partir des travaux de Latruffe et Piet (2013) (RICA, 2007).

Selon le tableau 3, les exploitations agricoles de la région Bretagne ne sont pas pleinement efficaces en moyenne. Elles présentent des scores moyens de 0,595, 0,680 et 0,883 respectivement pour l'efficacité technique, l'efficacité technique pure et l'efficacité d'échelle. Donc, en moyenne, les exploitations agricoles bretonnes fonctionnent beaucoup plus près de leur échelle optimale qu'avec des techniques efficaces. Les résultats montrent que les exploitations agricoles situées dans le département du Finistère sont en moyenne les plus efficaces tandis que celles de l'Ille-et-Vilaine sont les moins efficaces. Toutefois, les exploitations du Finistère sont plus hétérogènes en termes d'efficacité technique. Dans ce département, les écart-types des scores d'efficacité sont en effet plus élevés avec des valeurs de 0,191 et 0,200 respectivement pour l'efficacité technique et l'efficacité technique pure.

Le tableau 4 montre que les exploitations agricoles à orientation de production de maraîchère, de fleurs, d'horticulture diverse de fruits et d'autres cultures permanentes (Gotex 6) paraissent les plus efficaces techniquement avec des scores de 0,763 et de 0,893 respectivement pour l'efficacité technique et l'efficacité technique pure. Ce résultat va dans le même sens que la production brute totale des Gotex. Les exploitations de production de bovins laitiers (Gotex 2) semblent les moins efficaces techniquement avec un score moyen d'efficacité inférieur à la moyenne de la région, soit 0,490. Cela signifie que ces exploitations

pourraient augmenter de plus de 50 % en moyenne leur production brute totale, tout en gardant la même quantité d'intrants utilisés. Les exploitations d'élevage de granivores sont celles qui présentent le score d'efficacité d'échelle le plus élevé soit 0,925, traduisant ainsi l'échelle de production la plus proche de l'optimal dans l'échantillon.

**Tableau 3 : Scores d'efficacité des exploitations agricoles de la région Bretagne par département**

Indicateurs d'efficacité	Côtes-d'Armor	Finistère	Ille-et-Vilaine	Morbihan	Région Bretagne
Efficacité technique	0,575 (0,169)	0,654 (0,191)	0,562 (0,186)	0,582 (0,175)	0,595 (0,184)
Efficacité technique pure	0,660 (0,189)	0,734 (0,200)	0,647 (0,186)	0,673 (0,181)	0,680 (0,192)
Efficacité d'échelle	0,887 (0,157)	0,897 (0,128)	0,870 (0,151)	0,876 (0,161)	0,883 (0,149)
<b>Nombre Observations</b>	<b>114</b>	<b>128</b>	<b>110</b>	<b>117</b>	<b>469</b>

Notes : Pour chaque variable, la moyenne est présentée ainsi que l'écart-type entre parenthèses.

Source: calculs de l'auteur à partir des travaux de Latruffe et Piet (2013) (RICA, 2007).

**Tableau 4 : Scores d'efficacité des exploitations agricoles de la région Bretagne par grande orientation technico-économique (Gotex)**

Indicateurs d'efficacité	Gotex 1	Gotex 2	Gotex 3	Gotex 4	Gotex 5	Gotex 6
Efficacité technique	0,601 (0,198)	0,490 (0,121)	0,527 (0,161)	0,711 (0,150)	0,578 (0,181)	0,763 (0,199)
Efficacité technique pure	0,688 (0,200)	0,576 (0,164)	0,618 (0,180)	0,774 (0,156)	0,684 (0,167)	0,893 (0,145)
Efficacité d'échelle	0,885 (0,175)	0,873 (0,147)	0,863 (0,149)	0,925 (0,108)	0,842 (0,171)	0,861 (0,183)
<b>Nombre Observations</b>	<b>63</b>	<b>134</b>	<b>66</b>	<b>126</b>	<b>53</b>	<b>27</b>

Notes : Pour chaque variable, la moyenne est présentée ainsi que l'écart-type entre parenthèses.

Notes : Gotex 1 : Céréales et oléoprotéagineux, cultures générales et polyculture; Gotex 2 : Bovins lait ; Gotex 3 : Bovins viande, bovins lait-viande, autres herbivores, Polyélevage orientation herbivores; Gotex 4 : Granivores, Polyélevage orientation granivores; Gotex 5 : Grandes cultures, herbivores, autres associations; Gotex 6 : Maraîchage, fleurs, horticultures, fruits et autres cultures permanentes.

Source: calculs de l'auteur à partir des travaux de Latruffe et Piet (2013) (RICA, 2007).

## 2.2. Le Morcellement du parcellaire

Le morcellement du parcellaire a commencé à faire l'objet d'études empiriques à partir des années soixante (Januszewski, 1968 ; Simmons, 1964 ; Farmer, 1960 cités par King et Burton, 1982). La définition la plus couramment utilisée dans la littérature est celle qui présente le morcellement comme étant la subdivision d'une exploitation agricole en plusieurs parcelles individuelles de petite taille (Blarel *et al.*, 1992), de forme plus ou moins irrégulière (Gonzalez *et al.*, 2004), le plus souvent dispersées dans l'espace (Akkaya Aslan *et al.*, 2007 ;

Nguyen *et al.*, 1996 ; Jabarin et Epplin, 1994). Qu'il soit d'origine socioculturelle, économique, naturelle ou opérationnelle, le morcellement est perçu le plus souvent comme néfaste à la performance des exploitations agricoles (King et Burton, 1982). Ses effets sont généralement mis en évidence par l'augmentation des coûts de production (Hung *et al.*, 2007 ; Jabarin et Epplin, 1994), la diminution du rendement (Wan et Cheng., 2001 ; Nguyen *et al.*, 1996) ou la diminution de l'efficacité technico-économique ( ; Manjunatha *et al.*, 2012 ; Tan *et al.*, 2010) des exploitations agricoles. Ces observations sont valables aussi bien pour la production végétale que la production animale (Latruffe et Piet, 2013 ; Del Corral *et al.*, 2011). Toutefois, certains auteurs ont aussi mis en évidence des relations bénéfiques entre le morcellement du parcellaire et la performance des exploitations agricoles. Ces auteurs s'appuient notamment sur la diminution de risque (Kawasaki, 2010), l'augmentation de profit par la diversification des cultures (Manjunatha *et al.*, 2012) et la préservation de la biodiversité (Di Falco *et al.*, 2010). Ainsi, quelques auteurs soutiennent l'existence d'un aspect volontaire du morcellement du parcellaire des exploitations agricoles surtout dans les pays en voie de développement (Blarel *et al.*, 1992).

### 2.2.1. Mesure du morcellement du parcellaire

Plusieurs indicateurs sont utilisés dans la littérature pour mettre en évidence le morcellement du parcellaire d'une exploitation agricole. La plupart des auteurs utilisent le nombre et la taille moyenne des parcelles comme principaux indicateurs. En plus de ces derniers, sont parfois ajoutés, en premier lieu, la taille de la ferme, la distance par rapport à la ferme, la distance entre les parcelles (Piet et Cariou, 2013 ; Di Falco *et al.*, 2010 ; Tan *et al.*, 2010). En deuxième lieu, certains auteurs ont introduit la forme des parcelles comme indicateur de morcellement (Akkaya Aslan, 2007 ; González *et al.*, 2007 ; González *et al.*, 2004). De ces différents indicateurs sont sortis plusieurs indices combinant au moins deux d'entre eux. Les plus utilisés sont l'indice de Simpson et l'indice de Januszewski (Latruffe et Piet, 2013 ; Blarel *et al.*, 1992). D'autres indices de ce type sont aussi utilisés dans la littérature, comme l'indice de morcellement de Simmons (Il s'agit en effet de l'inverse de l'indice de Simpson), l'indice de Schmook (King et Burton, 1982), l'indice de morcellement relatif (Igbozurike (1974) cité par King et Burton (1982)), l'indice de taille et de forme combiné de la parcelle (González *et al.*, 2004), l'indice de regroupement et l'indice de structure des exploitations agricoles (Marie, 2009). Ces différents indicateurs et indices prennent en compte une ou quelques dimensions du morcellement. En vu d'une mesure plus globale, Pauchard (2012) a développé un indicateur synthétique représentant la part de la surface de l'exploitation incluse dans le disque de surface équivalente. Cet indicateur essaie de prendre en compte simultanément les différentes dimensions du morcellement du parcellaire.

Dans cette étude, six indicateurs de morcellement du parcellaire ont été retenus. La sélection a été faite de manière à prendre en compte séparément et simultanément les différentes dimensions du morcellement. La description de ces différents indicateurs est présentée ci-dessous par catégorie suivant les travaux de Latruffe et Piet (2013) et de Piet et Cariou (2013).

Considérant que :

- $i$  sont les exploitations agricoles
- $k, l = 1, \dots, K_i$  est le nombre de parcelles de la l'exploitation  $i$

- $(x_k, y_k)$  sont les coordonnées planes du centroïde de la parcelle  $k$
- $a_k$  est l'aire de la parcelle  $k$  et  $A_i = \sum_{k=1}^{K_i} a_k$  est la superficie totale de l'exploitation  $i$
- $p_k$  est le périmètre de la parcelle  $k$
- $r_k = \sqrt{a_k/\pi}$  est le rayon du disque de surface équivalente à celle de la parcelle  $k$
- $R_i = \sqrt{A_i/\pi}$  est le rayon du disque de surface équivalente à celle de l'exploitation  $i$
- $(\bar{x}_i, \bar{y}_i)$  sont les coordonnées planes du centre de référence de l'exploitation  $i$
- $d_k = \sqrt{(x_k - \bar{x}_i)^2 + (y_k - \bar{y}_i)^2}$  est la distance du centroïde de la parcelle  $k$  par rapport centre de référence de l'exploitation  $i$ .

Ils ont défini:

1. Un indicateur faisant référence au nombre de parcelles de l'exploitation.

- Nombre de parcelles :

$$nplot_i = K_i$$

2. Un indicateur faisant référence à la forme des parcelles de l'exploitation.

- Le facteur de forme moyen des parcelles de l'exploitation :

$$aform_i = \frac{1}{K} \sum_{k=1}^{K_i} \frac{a_k}{P_k^2}$$

3. Un indicateur faisant référence à la taille moyenne des parcelles de l'exploitation.

- L'indice de Januszewski :

$$janus_i = \frac{\sqrt{A_i}}{\sum_{k=1}^{K_i} \sqrt{a_k}}$$

4. Un indicateur faisant référence à la distance des parcelles au centre de référence de l'exploitation.

- Distance moyenne d'un hectare :

$$avdha_i = \frac{1}{A_i} \sum_{k=1}^{K_i} a_k \sqrt{(x_k - \bar{x}_i)^2 + (y_k - \bar{y}_i)^2}$$

5. Un indicateur faisant références à la distance entre les parcelles de l'exploitation.

- La distance normalisée du voisin le plus proche :

$$nannd_i = \frac{\sum_{k=1}^{K_i} \operatorname{argmin}_{l=1}^{k_i} \sqrt{(x_k - x_l)^2 + (y_k - y_l)^2}}{K_i \sqrt{A_i / \Pi}}$$

6. Un indicateur synthétique construit par Piet et Cariou (2013) à partir de celui proposé par Pauchard (2012).

- La part de l'exploitation incluse dans un disque de surface équivalente :

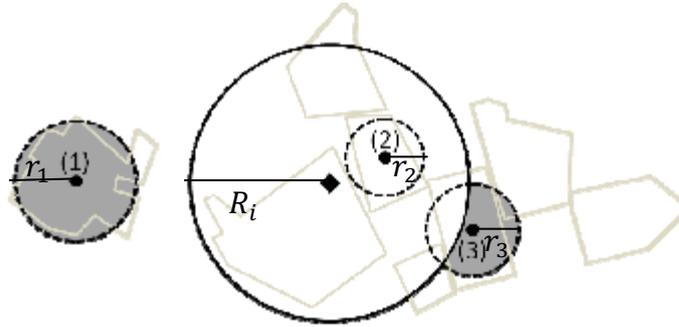
$$shins_i = \frac{1}{A_i} \sum_{k=1}^{K_i} a_k - l(r_k, R_i, d_k)$$

où  $l(r_k, R_i, d_k)$  est l'aire de la « lunule » correspondant à la parcelle  $k$  qui s'obtient à partir du rayon du disque de la surface équivalente à celle de la parcelle ( $r_k$ ), du rayon du disque de surface équivalente à celle de l'exploitation ( $R_i$ ) et de la distance du centroïde de la parcelle au centre de référence de l'exploitation ( $d_k$ ) :

$$l(r_k, R_i, d_k) = r_k^2 \left[ \tan^{-1} \left( \frac{r_k^2 - R_i^2 + d_k^2}{\sqrt{\alpha\beta\gamma\delta}} \right) + \cos^{-1} \left( \frac{R_i - d_k}{r_k} \right) + \tan^{-1} \left( \frac{R_i - d_k}{\sqrt{\gamma\delta}} \right) \right] - R_i^2 \left[ \tan^{-1} \left( \frac{r_k^2 - R_i^2 + d_k^2}{\sqrt{\alpha\beta\gamma\delta}} \right) + \frac{\pi}{2} \right] + \frac{1}{2} \sqrt{\alpha\beta\gamma\delta}$$

Avec  $\alpha = (r_k + R_i + d_k)$ ,  $\beta = (R_i - r_k + d_k)$ ,  $\gamma = (r_k - R_i + d_k)$  et  $\delta = (r_k + R_i - d_k)$

**Figure 4 : Représentation de la « lunule » utilisée pour le calcul de la part de l'exploitation incluse dans le disque de surface équivalente**



Source : Piet et Cariou (2013)

Sur la figure 3, le losange représente le barycentre de l'exploitation  $i$  de rayon  $R_i$  et les points représentent les centroïdes des trois îlots considérés de rayons  $r_1$ ,  $r_2$  et  $r_3$  avec des superficies respectives  $s_1$ ,  $s_2$  et  $s_3$ . Les parties grisées représentent les superficies des « lunules » dans les trois cas :  $l(r_1, R_i, d_1) = s_1$ ,  $l(r_2, R_i, d_2) = 0$  et  $l(r_3, R_i, d_3) < a_3$ .

### 2.2.2. Données du RPG utilisées pour déterminer morcellement du parcellaire des exploitations agricoles de la région Bretagne

Les données utilisées pour calculer les indicateurs de morcellement du parcellaire des exploitations agricoles de la région Bretagne proviennent de la base de données du Registre

Parcellaire Graphique (RPG). Mise en place en France depuis 2002, cette base de données est gérée par l'Agence de Services et de Paiement (ASP). Le RPG est une base de données administrative et non une enquête statistique. Elle renferme des données uniquement sur les exploitations agricoles ayant fait une demande d'aides au titre de la Politique Agricole Commune (PAC). Ainsi, les exploitations se trouvant dans le RPG n'ont pas été fait l'objet d'un échantillonnage quelconque. Selon les informations disponibles sur le site internet « Telepac<sup>2</sup> » du Ministère de l'Agriculture, les données sont collectées avant la fin du mois mai de chaque année<sup>3</sup>. Pour avoir droit à ces aides, l'agriculteur doit fournir des informations sur la localisation de chacun de ses « îlots PAC ». Ce dernier correspond à une parcelle ou un groupe de parcelles contiguës, délimité par des repères identifiables et stables d'une année sur l'autre (ASP, 2011). Pour chaque îlot, l'agriculteur doit renseigner aussi la superficie emblavée par chaque type de culture ainsi que le caractère irrigué ou non de celui-ci. Ces données sont complétées par des informations déclaratives sur l'exploitation. Dans la base de données du RPG sont disponibles les informations sur le département du siège de l'exploitation, la surface totale déclarée par l'exploitant, son statut juridique et la tranche d'âge dans le cas des structures individuelles. A partir de cette base de données, les indicateurs de morcellement du parcellaire des exploitations agricoles de la région Bretagne ont été déterminés pour l'année 2007.

### 2.2.3. Morcellement du parcellaire des exploitations de la région de Bretagne

Les indicateurs de morcellement du parcellaire des exploitations agricoles ont été déterminés par Latruffe et Piet (2013) et par Piet et Cariou (2013) pour la région Bretagne pour l'année 2007. Compte tenu de la nature des données contenues dans le RPG, ces auteurs ont dû apporter 2 types de modifications par rapport aux définitions générales présentées en 2.2.1. Ainsi, en premier lieu, ils ont calculé les indicateurs de morcellement relativement aux « îlots PAC » et non aux parcelles elles-mêmes. En second lieu, le siège de l'exploitation n'étant pas disponible dans le RPG, le centre de référence de l'exploitation a été représenté par le barycentre de celle-ci. Le barycentre est donné par la formule :

$$(\bar{x}_i, \bar{y}_i) = \left( \frac{1}{A_i} \sum_{k=1}^{K_i} a_k x_k, \frac{1}{A_i} \sum_{k=1}^{K_i} a_k y_k \right)$$

où  $\bar{x}_i$  et  $\bar{y}_i$  sont les coordonnées planes du barycentre de l'exploitation  $i$ .  $A_i = \sum_{k=1}^{K_i} a_k$  est l'aire de l'exploitation, avec  $a_k$  l'aire de l'îlot  $k$ .  $x_k$  et  $y_k$  sont les coordonnées du centroïde de l'îlot  $k$ . Les auteurs ont aussi déterminé la part de la surface totale de l'exploitation incluse dans le disque de surface équivalente en modifiant l'indice de Pauchard (2012) sur la base de ces informations disponibles.

Les 6 indicateurs modifiés retenus dans cette étude présentent différentes unités de mesure et ne s'interprètent pas tous de la même manière. Certains indicateurs tels que le nombre de d'îlots, la distance entre îlots, et la distance entre les îlots et le barycentre de l'exploitation sont supposés corrélés positivement avec le morcellement de l'exploitation agricole : plus ces indicateurs ont une valeur élevée, plus l'exploitation est considérée comme morcelée. A l'inverse, les indicateurs tels que la taille moyenne des îlots, la forme moyenne des îlots et la part de l'exploitation incluse dans le disque de surface équivalente sont supposés corrélés

<sup>2</sup> [www.telepac.agriculture.gouv.fr](http://www.telepac.agriculture.gouv.fr)

<sup>3</sup> A titre exemple, la date limite pour le dépôt du dossier de demande d'aides en 2013 est le 15 mai.

négativement avec le morcellement : plus la valeur de ces indicateurs, est élevée moins l'exploitation est morcelée.

**Tableau 5 : Morcellement du parcellaire des exploitations de la région Bretagne par département**

<b>Indicateurs de morcellement du parcellaire</b>	<b>Côtes-d'Armor</b>	<b>Finistère</b>	<b>Ille-et-Vilaine</b>	<b>Morbihan</b>	<b>Région Bretagne</b>
Taille moyenne des exploitations	49,13 (34,98)	54,85 (41,64)	47,49 (38,72)	52,92 (39,60)	<b>50,67</b> (38,51)
Nombre d'îlots par exploitation ( <i>nplot</i> )	15,11 (11,10)	14,55 (11,10)	12,24 (10,09)	12,32 (9,62)	<b>13,53</b> (10,47)
Forme moyenne des îlots ( <i>aform</i> )	0,044 (0,006)	0,044 (0,006)	0,044 (0,006)	0,044 (0,006)	<b>0,044</b> (0,006)
Indice de Januszewski ( <i>janus</i> )	0,37 (0,19)	0,37 (0,18)	0,42 (0,21)	0,41 (0,20)	<b>0,39</b> (0,20)
Distance moyenne d'un hectare ( <i>avdha</i> )	1 221 (1 823)	1 373 (1 917)	1 246 (1 844)	1 084 (1 392)	<b>1 231</b> (1 556)
Distance normalisée du plus proche voisin ( <i>nannd</i> )	1,47 (3,90)	1,32 (3,76)	1,66 (4,89)	1,40 (3,53)	<b>1,48</b> (4,08)
Indicateur synthétique ( <i>shins</i> )	0,266 (0,272)	0,265 (0,280)	0,300 (0,310)	0,306 (0,292)	<b>0,285</b> (0,289)
<b>Nombres d'exploitations</b>	<b>7 942</b>	<b>6 149</b>	<b>8 653</b>	<b>6 298</b>	<b>29 042</b>

Notes : Pour chaque variable, la moyenne est présentée ainsi que l'écart-type entre parenthèses, sauf pour le nombre d'observations.

L'indicateur synthétique est celui de Pauchard (2012) modifié, représentant la part de l'exploitation incluse dans le disque de surface équivalente (voir texte).

Source: Latruffe et Piet (2013) (base de données du RPG, 2007).

Le tableau 5 montre que les exploitations de la région Bretagne représentées dans le RPG ont une taille moyenne d'environ 50 hectares, avec plus d'une dizaine d'îlots en moyenne, et de forme moyenne plus ou moins régulière ( $aform=0,044$ ). La forme moyenne des îlots peut être apparentée au TRA-D des formes standard de González *et al.* (2004). Celle-ci représente une parcelle en forme de trapèze mais proche de celle d'un rectangle, ce qui ne présente pas de grands soucis pour l'utilisation des engins agricoles (Piet et Cariou, 2013). Les Côtes-d'Armor semblent le département le plus morcelé du point de vue du nombre moyen d'îlots et la taille moyenne des îlots. Les parcelles des exploitations agricoles d'Ille-et-Vilaine sont les plus dispersées avec une distance normalisée de l'îlot le plus proche de 1,66 et une distance par rapport au barycentre de l'exploitation de 1 246 mètres. Il faut noter que cette distance est mesurée à vol d'oiseau et ne donne pas une idée précise sur l'éloignement des îlots en termes de distance à parcourir. L'indicateur synthétique montre qu'en moyenne moins de 30 % de la superficie des exploitations de la région Bretagne se trouvent inscrits dans le disque de superficie équivalente. Considérant cet indice multidimensionnel, la Bretagne paraît encore morcelée en dépit de l'augmentation de la taille moyenne des exploitations agricoles au cours de ces dernières années (Agreste, 2011). Toutefois, pour les différents indicateurs utilisés les valeurs moyennes restent proches de celles obtenues au niveau de la France entière à partir du travail de Piet et Cariou, 2013.

### **III. Impact du morcellement du parcellaire sur l'efficacité des exploitations agricoles de la région Bretagne**

Comme indiqué dans la précédente, les indicateurs de performance et ceux de morcellement du parcellaire ont été déterminés par Latruffe et Piet (2013) à partir de deux bases de données distinctes. Ainsi, l'une des premières étapes de ce travail a été de tenter de repérer les 469 exploitations agricoles sélectionnées dans la base données du RICA parmi les 29 042 de la base de données du RPG, afin de pouvoir étudier l'impact du morcellement du parcellaire sur l'efficacité au niveau individuel.

#### **3.1. Appariement des bases de données du RICA et du RPG**

Le meilleur moyen de repérer les exploitations du RICA dans le RPG serait de faire l'appariement direct des deux bases de données en utilisant un identifiant commun. Malheureusement, un tel identifiant n'est pas disponible. Toutefois, il existe plusieurs variables similaires entre les deux bases de données tel que le numéro du département, le statut juridique, la classe d'âge de l'exploitant, la surface agricole utile (SAU) et l'assolement. Ces caractéristiques communes ont été utilisées pour réaliser un appariement. Ce dernier a été réalisé en deux étapes : un premier appariement par filtrage successif et un deuxième en utilisant un score de propension.

##### **3.1.1. Filtrage des exploitations « candidates » pour l'appariement**

Pour appairer les deux bases de données, un tri progressif suivant les caractéristiques communes a tout d'abord été réalisé. Il a permis de trouver les exploitations des deux bases de données qui sont les plus similaires. Le numéro du département suivi du numéro de la commune ont été les premiers critères utilisés pour le tri. Cependant, le numéro de commune est disponible pour le siège de l'exploitation dans le RICA mais seulement pour la localisation des îlots dans le RPG. Ainsi, à chaque exploitation du RICA ont été associés comme candidats toutes les exploitations du RPG se trouvant dans le même département et possédant au moins un îlot dans la commune du siège. Toutes les exploitations qui ne répondent pas à ces critères sont éliminées. Ainsi, on fait les hypothèses qu'une exploitation possède au moins un îlot dans la commune de son siège et aucune exploitation n'a changé de commune de siège pendant l'intervalle de collecte des données entre RICA et RPG.

Le premier tri a permis de retenir 15 991 exploitations sur les 29 042 initialement présentes dans le RPG (cf. Annexe II). Faisant l'hypothèse que les exploitations n'ont pas changé de statut juridique ni de classe d'âge<sup>4</sup> pour le chef de l'exploitation pendant l'intervalle de collecte des deux bases, un second tri à été réalisé sur ces deux critères : toutes les exploitations résultant du premier tri mais n'ayant pas le même statut juridique ou la même classe d'âge pour le chef de l'exploitation ont été enlevées. Après ce deuxième tri, 466 exploitations ont été retenues dans la base de données du RICA et 4 964 dans celle du RPG.

---

<sup>4</sup> L'information sur la classe d'âge est disponible seulement pour les exploitations à statut juridique individuel dans le RPG.

Pour aller plus loin dans l'appariement et essayer de retenir une seule exploitation de la base de données du RPG comme « jumeau » d'une exploitation de la base de données du RICA, un troisième tri a été réalisé se basant sur l'hypothèse que les exploitations agricoles n'ont pas changé de surface agricole utile (SAU) pendant l'intervalle de collecte des deux types de données : 119 exploitations seulement répondant à ce critère supplémentaire du RICA mais elles peuvent correspondre 121 exploitations du RPG. Ainsi, sur les seuls critères de filtrage, une exploitation du RICA peut correspondre à une ou plusieurs exploitations du RPG.

Le filtrage n'a donc pas permis de trouver avec exactitude les exploitations du RICA dans le RPG. Ainsi, la SAU n'a pas été retenue comme critère de filtrage. On a alors cherché à trouver celles qui sont les plus proches sur la base d'un critère supplémentaire.

### **3.1.2. Appariement des bases de données du RICA et du RPG sur score de propension**

Comme mentionné dans la présentation des données, les informations sur l'assolement sont disponibles dans les deux bases. Le RPG renferme des informations concernant 27 cultures ou groupes de cultures différents. Dans le RICA, le nombre est encore plus élevé. Etant donné ce grand nombre de variables, il est difficile de faire un appariement en utilisant chaque variable séparément. En guise de solution, une variable unique combinant au moins certaines caractéristiques de l'assolement et la surface agricole utile totale est nécessaire. Cette variable peut être déterminée par une fonction de distribution de l'ensemble des variables considérées. La valeur déduite représentera l'ensemble des caractéristiques (Dehejia et Wahba, 2002). Plus généralement, la valeur d'une telle variable est appelée « balancing score » par Dawid (1979), cité par Rosenbaum et Rubin (1983).

- **Le score de propension**

Rosenbaum et Rubin (1983) ont défini un « balancing score » particulier qu'ils notent:

$$e(x) = \text{pr}(T = 1|x)$$

Ce dernier est appelé score de propension (« propensity score »), et est le plus souvent utilisé dans les processus de matching<sup>5</sup> (Baier et Bergstrand, 2009 ; Goussé *et al.*, 2010 ; SMART-INRA, 2011) ou les études des effets de traitement. Dans ce cas, le score de propension  $e(x)$  est défini comme étant la probabilité de recevoir un traitement particulier  $T$  compte tenu des différentes caractéristiques (vecteurs des variables  $x$ ) observées. Il permet de construire un groupe dit « de contrôle » dans lequel chaque individu du groupe dit « de traité » peut trouver un « jumeau » qui lui est aussi similaire que possible. Ainsi, l'estimation d'un score de propension dans un tel processus nécessite de disposer d'assez de variables distinctes permettant d'observer l'hétérogénéité des individus à l'intérieur des deux groupes (Goussé *et al.*, 2010). Si, dans la littérature, le score de propension est le plus souvent utilisé pour réaliser le matching dans les études des effets de traitement, dans le cadre de ce travail, il n'est utilisé que pour trouver les exploitations agricoles les plus similaires dans les deux bases de données, une fois réalisé le filtrage présenté en 3.1.2. L'appariement sur score de propension combine deux groupes d'individus ayant différentes valeurs pour des variables communes aux deux

---

<sup>5</sup> Le processus de matching est présenté en annexe III.

groupes mais pour lesquels les scores de propension sont les mêmes ou sont les plus proches (Smith et Todd, 2005).

- **Construction du score de propension pour les exploitations de la région**

**Bretagne**

Les caractéristiques d'assolement telles que les surfaces en blé, en orge, en colza et celles toujours en herbes sont disponibles dans la base de données du RICA et dans celle du RPG. Sur la base de ces quatre variables d'assolement et de la surface agricole utile totale, un score de propension a été estimé à partir d'un modèle logit par la méthode de Leuven et Sianesi (2003) et vérifié par la méthode de Becker et Ichino (2002). En effet, les deux méthodes doivent donner les mêmes résultats en termes de score de propension estimé. Le score de propension est déterminé en utilisant les observations de la base de données du RICA comme groupe traité et celles de la base de données du RPG comme groupe de contrôle. Vu la faible quantité de variables disponibles, des termes croisés ont été introduits dans le modèle.

Le test du score équilibrant réalisé dans la méthode de Becker et Ichino (2002) vérifie que les scores de propension sont équilibrés dans les deux groupes<sup>6</sup>. Dans le cadre de ce travail, les scores sont utilisés pour trouver les exploitations les plus similaires dans les deux bases de données : l'exploitation du RPG qui présente le score de propension le plus proche de celle d'une exploitation du RICA est choisie comme son « jumeau » le plus similaire. Deux exploitations ayant typiquement les mêmes caractéristiques d'assolement ont des scores de propension égaux. Cependant, seulement 29 exploitations du RICA possèdent un tel « jumeau exact » dans le RPG.

### **3.1.3. Echantillonnage**

Étant donné qu'on ne peut pas associer avec certitude chaque exploitation du RICA avec une exploitation unique du RPG, les scores de propension ont été utilisés pour trouver le meilleur candidat. Ainsi, sur la base du score de propension, trois sous-échantillons ont été réalisés en se basant les conditions suivantes:

- **Échantillon 1**: les exploitations dont les surfaces agricoles utiles sont égales dans les deux bases de données. Dans ce cas, si à une exploitation du RICA correspondent plus d'une exploitation du RPG, les scores de propension sont utilisés pour retenir le meilleur candidat. Ainsi, 119 exploitations ont été retenues.
- **Échantillon 2**: les exploitations dont les scores de propension sont les plus proches dans les deux bases de données. La totalité des exploitations de la base du RICA a été retenue, soit 466.
- **Échantillon 3**: Étant donné qu'on ne sait pas avec certitude l'exploitation du RPG avec laquelle apparier une du RICA, pour garder toute l'information provenant de l'ensemble des « candidates », une exploitation « moyenne » est construite. Celle-ci a été réalisée en utilisant toutes les exploitations candidates du RPG selon le filtrage. Les indicateurs de morcellement de cette exploitation fictive correspondent à la moyenne

---

<sup>6</sup>Les statistiques descriptives des variables d'assolement et des scores de propension sont présentées en annexe IV.

pondérée par le score de propension des indicateurs de chaque exploitation candidate. Ainsi, cet échantillon comporte 466 exploitations.

### 3.2. Estimation économétrique des effets du morcellement sur l'efficacité des exploitations agricoles de la région Bretagne

Comme relaté au début de la précédente, l'étude des effets du morcellement du parcellaire sur la performance des exploitations agricoles de la région Bretagne est réalisée par la méthode semi-paramétrique. Les scores d'efficacité étant déjà estimés, la deuxième étape consiste à les régresser sur les indicateurs de morcellement et certaines autres variables de contrôle.

#### 3.2.1. Spécification du modèle d'efficacité

En l'absence d'un modèle théorique de référence dans la littérature, la spécification du modèle est basée sur les différentes études déjà réalisées dans le domaine (Latruffe et Piet 2013 ; Manjunatha *et al.*, 2012 ; Tan *et al.*, 2010) ainsi que sur les connaissances théoriques agronomiques. Ainsi, le modèle de spécification de l'efficacité  $\varepsilon_i$  pour l'exploitation agricole  $i$  est donné par l'équation :

$$\varepsilon_i = \alpha + \sum_{j=1}^J \beta_j M_{ij} + \sum_{k=1}^K \gamma_k C_{ik} + \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^K \delta_{jk} M_{ij} C_{ik} + \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^K \theta_{kl} C_{ik} C_{il} + u_i$$

où  $J$  représente le nombre d'indicateurs de morcellement  $M_{ij}$  ;  $K$  le nombre de caractéristiques individuelles et pédoclimatiques  $C_{ik}$  et  $\alpha, \beta_j, \gamma_k, \delta_{jk}, \theta_{kl}$  sont les paramètres à estimer respectivement associés à la constante, aux indicateurs de morcellement, aux caractéristiques structurelles et pédoclimatiques et aux termes croisés entre certains indicateurs de morcellement et des caractéristiques de l'exploitation, aux termes croisés entre certaines caractéristiques structurelles et pédoclimatiques. Enfin,  $u_i$  est un terme d'erreur supposé identiquement et indépendamment distribué (*i.i.d.*) de moyenne zéro et de variance  $\sigma^2$ . Le même modèle est spécifié pour chaque type d'efficacité (efficacité technique, efficacité technique pure et efficacité d'échelle) ainsi que pour chacun des trois échantillons. En plus de l'échelle individuelle et de l'utilisation de plusieurs dimensions du morcellement dans le modèle, l'apport majeur de ce travail par rapport à celui de Latruffe et Piet (2013) est l'introduction de termes croisés des indicateurs de morcellement du parcellaire avec d'autres caractéristiques.

#### 3.2.2. Les variables du modèle

Les variables suivantes ont été introduites dans le modèle :

- **Les indicateurs de morcellement**

Les indicateurs de morcellement du parcellaire retenus ici sont les six présentés dans sous 2.2. Chacun d'entre eux prend en compte une ou plusieurs dimensions du morcellement faisant déjà l'objet d'étude dans la littérature.

- **Les caractéristiques individuelles**

Suivant le travail de Latruffe et Piet (2013), les caractéristiques individuelles des exploitations agricoles prises en compte sont :

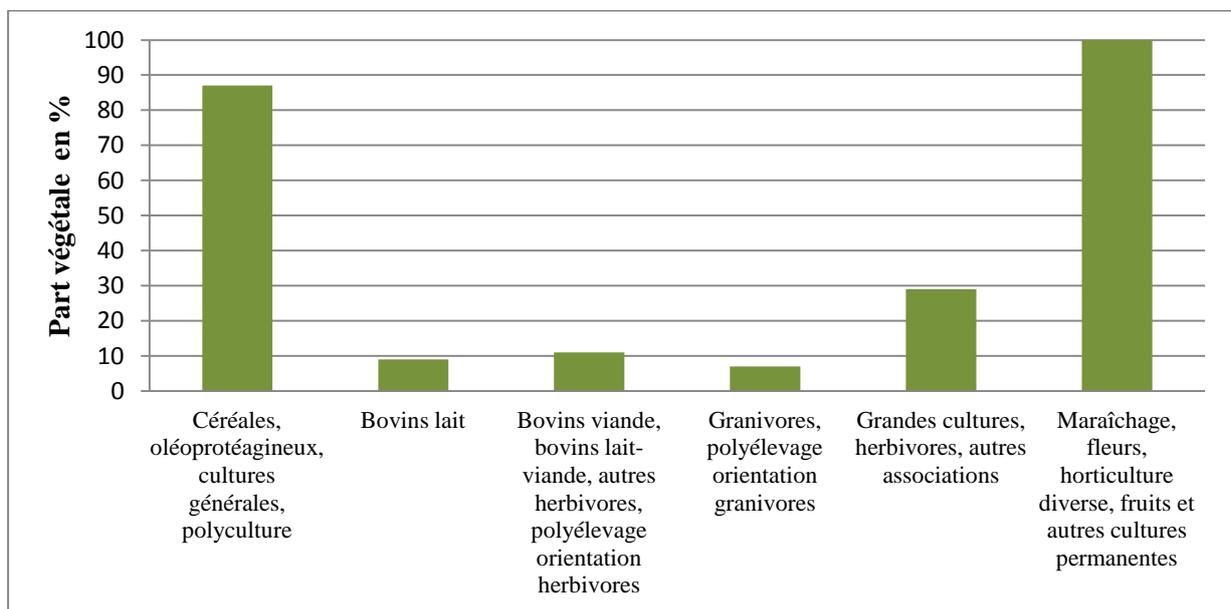
- La surface agricole utile (SAU) constitue la superficie totale de l'ensemble des îlots de l'exploitation pendant l'exercice (source RICA).
- L'âge du chef d'exploitation (source RICA) : dummy égale à 1 si le chef de l'exploitation a moins de 50 ans et 0 sinon. On fait l'hypothèse que l'impact de l'âge sur l'efficacité n'est pas forcément linéaire.
- La taille de l'exploitation agricole basée sur sa classe économique (source Latruffe et Piet 2013) : dummy égale à 1 si la l'exploitation a une taille supérieure à 100 ESU (Economic Size Units) et 0 sinon, avec 1 ESU égal à 2,200 Euros de marge brute standard.
- La part du travail salarié représente le ratio entre la quantité d'UTA salariale et la quantité totale utilisée au cours de l'exercice (source Latruffe et Piet 2013). Une valeur élevée signifie que l'exploitation utilise peu de main d'œuvre familiale.
- Le ratio capital/travail représente la valeur du capital dans la production de l'exploitation par unité de travail utilisé (source Latruffe et Piet, 2013). Plus la valeur est élevée plus l'exploitation est modernisée ou mécanisée avec peu d'utilisation de main-d'œuvre.
- La localisation de l'exploitation en zone vulnérable au « nitrate » ou non (Latruffe et Piet, 2013) : dummy égale à 1 si l'exploitation est située dans une zone vulnérable et 0 sinon.
- La part de terre louée est le ratio en la quantité de terre louée et la quantité totale de terre utilisée (source RICA).
- Les subventions reçues par l'exploitation sont constituées essentiellement des aides de la PAC (source RICA).
- Le statut juridique de l'exploitation agricole (source RICA): dummy égale à 1 si l'exploitation a un statut juridique individuel et 0 sinon.
- La grande orientation technico-économique de l'exploitation agricole (source RICA) : dummies basées sur les catégories du tableau 1 avec les exploitations de production de bovins laitiers (Gotex 2) comme référence.

- La part de la production végétale dans la production agricole totale de l'exploitation. Pour l'exploitation  $i$ , celle-ci est déterminée par la formule :

$$shveg_i = \frac{\sum_{v=1}^V ProdVeg_{iv}}{\sum_{p=1}^P ProdTot_{ip}}, \quad \text{avec } P \geq V$$

où  $ProdVeg_{iv}$  est la production brute végétale totale en Euros qui est la somme des  $V$  produits bruts végétaux (produit brut des produits végétaux, produit brut des produits horticoles et produit brut des produits végétaux transformés), et  $ProdTot_{ip}$  est la production agricole totale en Euros qui est la somme des  $P$  produits végétaux et animaux ( $ProdVeg_{iv}$  plus le produit brut des animaux et le produit brut des produits animaux).

**Figure 5 : Part de la production végétale des exploitations des différentes grandes orientations technico-économiques (Gotex) de la région de Bretagne**



Source : calculs de l'auteur (base de données du RICA, 2007).

Les exploitations de production de céréales, oléoprotéagineux, cultures générales, polyculture (Gotex 1), ou de maraîchage, fleurs, horticulture, fruits et autres cultures permanentes (Gotex 6) ont presque 100 % de part végétale (cf. Figure 5). Celle des exploitations du groupe d'orientations de production de bovins laitiers (Gotex 2), de bovins viande, bovins lait-viande, autres herbivores, polyélevage orientation herbivores (Gotex 3) ou Granivores, polyélevage orientation granivores (Gotex 4) est très faible, inférieure à 10 % pour les Gotex 2 et 4.

- **Les caractéristiques pédoclimatiques**

Des caractéristiques pédoclimatiques pouvant avoir un effet potentiel sur l'efficacité ont été ajoutées. Ces informations sont disponibles à l'échelle communale dans deux bases distinctes :

- Les données sur les caractéristiques pédologiques proviennent du Réseau de Mesure de la Qualité des Sols (RMQS). Ce dernier est piloté par le Groupement d'Intérêt

Scientifique Sol (GIS Sol) créé en France en 2001. Le RMQS est constitué d'un réseau de sites mis en place sur le territoire français pour l'observation de la qualité des sols. Les caractéristiques pédologiques sont disponibles par période de 5 ans notamment pour la période 2005-2009. La capacité d'échange cationique et le pH eau du sol ont été retenus de cette base. Après ajouts des variables pédoclimatiques, une exploitation a été retirée de la base car sa commune n'a pas d'observation pour ces caractéristiques. La capacité d'échange cationique utilisée est celle mesurée par la méthode Metson. Le pH eau est introduit sous forme d'un dummy égale à 1 si le pH eau compris entre 5,5 et 6,5, traduisant un pH eau du sol adéquat (Groupes Régional Fertilisation Midi-Pyrénées, 1992), et 0 sinon.

- Les données sur les caractéristiques météorologiques proviennent de la base de données de la Météo-France. Les données sont disponibles pour l'année 2007. Le nombre de jour de gel a été retenu de cette base.

- **Les termes croisés**

Afin de tenir compte des interactions potentielles entre variables, des termes croisés ont été introduits dans le modèle. Vu la taille réduite des échantillons et pour éviter les risques de multicollinéarité (Gujarati, 2004) et après avoir testé différentes spécifications, seulement six termes croisés ayant un intérêt dans l'étude ont été finalement retenus dans le modèle. Ce sont :

- L'interaction entre le nombre d'îlots et les grandes orientations technico-économiques (*nplotXgotex*). L'hypothèse sous-jacente est que l'effet du morcellement mesuré par le nombre d'îlots sur l'efficacité peut être différent suivant l'orientation technico-économique des exploitations agricoles. En effet, au vue des différences au niveau des scores d'efficacité entre les Gotex (cf. Tableau 3), on pense que l'impact du morcellement peut être aussi fonction des Gotex de l'exploitation. Par exemple, étant donné que les exploitations de grandes cultures (Gotex 5) ou de céréales (Gotex 1) nécessitent beaucoup d'espace, l'effet du morcellement par le nombre d'îlots peut se révéler plus néfaste dans ces Gotex comparativement aux Gotex d'élevage.
- L'interaction entre la part végétale et les grandes orientations technico-économiques (*shvegXgotex*). L'hypothèse sous-jacente est que l'effet de la part végétale sur l'efficacité peut dépendre de l'orientation technico-économique de l'exploitation. En effet, on pense que l'efficacité est fonction de la technologie utilisée et celle-ci est différente d'une Gotex à une autre. Elle peut dépendre, en quelques sortes, de la part végétale des exploitations. Toutefois, seul l'effet sur les exploitations à orientation de production de grandes cultures, herbivores et autres associations (Gotex 5) est testé pour éviter d'avoir trop de variables dans le modèle. On considère aussi que le Gotex 5 renferme des exploitations à orientation de production plus mixte comparativement aux autres Gotex avec environ 30 % de part végétale (cf. Figure 5).

- **Sélection des variables et signes attendus**

Les différentes variables retenues dans le modèle ont fait l'objet d'un processus de sélection par la méthode « stepwise » en marche arrière (backward). Au départ, toutes les variables sont introduites dans le modèle. A chaque interaction, la variable la moins significative est enlevée, le niveau de significativité étant fixé à 10 % et le modèle est

réestimé jusqu'à ce qu'il ne reste plus de variable non significative (Goussé *et al.*, 2010). L'option de verrouillage a été utilisée pour garder certaines variables qui présentent un intérêt particulier dans l'étude si elles ne sont pas significatives au seuil fixé. Le tableau 6 présente les variables finalement retenues et leurs effets attendus.

Selon la littérature, on s'attend à des effets différents sur l'efficacité des exploitations agricoles suivant les indicateurs de morcellement du parcellaire considérés. Le morcellement étant supposé avoir un effet global négatif sur l'efficacité, les indicateurs dont les valeurs augmentent avec le morcellement (nombre d'îlots, distance des îlots par rapport au barycentre de l'exploitation et distance entre les îlots) sont supposés avoir un impact négatif sur l'efficacité : à l'opposé, les indicateurs dont les valeurs diminuent avec le morcellement (indice de Januszewski, forme moyenne des îlots et part de la surface totale de l'exploitation incluse dans le disque de surface équivalente) sont attendus avec un signe positif.

**Tableau 6 : Définition des variables du modèle et les effets attendus sur l'efficacité**

<b>Variables</b>	<b>Nom</b>	<b>Unité</b>	<b>Signe attendu</b>
<i><b>Indicateurs de morcellement du parcellaire</b></i>			
Nombre d'îlots	Nplot	Ilots	-
Indice de Januszewski	Aform		+
Forme moyenne des îlots	Janus		+
Distance d'un hectare	Avdha	Mètre	-
Distance entre îlots	Nannd		-
Indicateur synthétique	Shins	%	+
<i><b>Caractéristiques individuelles des exploitations</b></i>			
SAU	Sauti	Hectare	+
Age du chef	Age	Dummy	+/-
Taille économique	Large	Dummy	+
Part du travail salarial	Hired	%	+
Ratio capital/travail	k2lab	%	+
Localisation	Zenvi	Dummy	-
Part de terre louée	Rentd	%	-
Subventions reçues	subex_ha	Euro	+/-
Statut juridique	Indiv	Dummy	-
Grande orientation technico-économique	Gotex	Dummy	+/-
Part végétale	Shveg	%	-
<i><b>Caractéristiques pédoclimatiques des exploitations</b></i>			
Nombre de jour de gel	Nbjgel	Jour	-
Capacité d'échange cationique (CEC)	Cecmm	cmol+/kg	+
pH eau du sol	Dpheau	Dummy	+

Notes : L'indicateur synthétique est celui de Pauchard (2012) modifié représentant la part de l'exploitation incluse dans un disque de surface équivalente (voir méthodologie).

Source : auteur et Latruffe et Piet (2013).

Certaines caractéristiques individuelles de l'exploitation peuvent avoir des effets ambigus. L'efficacité peut augmenter avec l'âge dans le sens que les nouveaux exploitants sont moins efficaces que des exploitants expérimentés mais, après un certain âge, l'effet peut être inversé car l'exploitant devient de moins en moins performant. L'efficacité peut être

différente suivant l'orientation technico-économique de l'exploitation car les technologies utilisées peuvent ne pas être les mêmes. Prenant en compte, les exploitations de bovins laitiers (Gotex 2) comme groupe de référence, les exploitations avec d'autres types d'orientations peuvent être plus ou moins efficaces selon leur orientation. Les signes attendus des autres variables découlent de leur effet déjà mis en évidence dans la littérature (Del Corral *et al.*, 2011 ; Rahman et Rahman, 2008 ; Latruffe, 2004). Toutes les variables pouvant favoriser l'acquisition et l'utilisation d'une technologie innovante sont attendues avec un effet positif sur l'efficacité tandis que toutes celles pouvant empêcher l'acquisition ou entraver l'utilisation sont attendues avec un effet négatif.

Parmi les caractéristiques pédoclimatiques, on s'attend à un effet négatif nombre de jour de gel sur l'efficacité. Celui-ci peut inhiber la croissance des plantes ou augmenter la consommation animale ou empêcher la bonne utilisation de certaine technologie. Le pH eau de sol peut avoir un effet positif. Compris entre 5,5 et 6,5, il peut favoriser la disponibilité des éléments nutritifs par la régulation de l'activité biologique et la structuration du sol. La capacité d'échange cationique (CEC) devrait avoir un effet positif sur l'efficacité. Une valeur élevée de celle-ci implique une grande capacité du sol à libérer les éléments nutritifs pour les plantes. Donc, elle peut favoriser l'augmentation du rendement.

### 3.2.3. Estimation du modèle

Généralement, les modèles à variables censurées sont estimés par la méthode tobit. Cela dit, même si les scores d'efficacité sont bornés entre 0 et 1, McDonald (2009) soutient qu'ils ne sont pas réellement censurés. Il avance en effet que les méthodes d'estimation des scores d'efficacité ne décrivent pas comment sont générées les valeurs. Ainsi, par la méthode DEA, les scores d'efficacité sont obtenus par un processus de normalisation. Ce processus normalise l'efficacité maximum des exploitations à un. Tous les autres scores sont déterminés en terme de distance par rapport aux exploitations situées sur la frontière de production (ayant un score de un). Ainsi, l'efficacité n'est pas censurée mais fractionnée. Donc, la méthode tobit est inappropriée. Dès lors, la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) a été utilisée. A partir de chaque échantillon et pour chaque type d'efficacité a été estimé :

- un modèle avec les différentes variables sous forme linéaire, sans les termes croisés ;
- un modèle avec les variables de distance (*avdha*) et (*nannd*) sous forme logarithmique, sans les termes croisés. Les formes logarithmiques sont introduites pour tester si les variables ont un effet non strictement linéaire ;
- un modèle avec les différentes variables sous forme linéaire et avec les termes croisés;
- un modèle avec les variables de distance (*avdha*) et (*nannd*) sous forme logarithmique et avec les termes croisés.

Utilisant le logiciel STATA, 36 modèles ont ainsi été estimés. Pour chacun des modèles, l'intervalle de confiance des paramètres estimés a été calculé à partir de l'estimateur "sandwich" de la matrice de variance-covariance qui est robuste aux problèmes de mauvaise spécification tel que l'hétéroscédasticité. L'absence de multicollinéarité entre les variables indépendantes a été vérifiée par la statistique VIF (Variance Inflation Facteur). Cette statistique, encore appelée facteur d'inflation de la variance mesure la collinéarité d'une

variable indépendante avec les autres régresseurs du modèle. Elle est donnée par la formule suivante :

$$VIF = \frac{1}{1 - R_j^2}$$

où  $R_j^2$  est le coefficient de détermination de la régression de la variable  $x_j$  sur les autres variables. Plus le  $VIF$  est élevé plus la colinéarité est importante. Il ne doit pas excéder la valeur 10 (Gujarati, 2004). Enfin, la possibilité d'avoir des endogènes parmi les variables explicatives n'a pas été étudiée. On fait l'hypothèse que même s'il en existe, cela n'empêche pas la bonne spécification du modèle.

## IV. Résultats

Dans cette section, les résultats des régressions des différents modèles sont présentés, interprétés et analysés. Une revue est faite des statistiques descriptives des différentes variables du modèle avant tout.

### ***4.1. Statistiques descriptives des trois échantillons utilisées pour l'estimation des modèles économétriques***

Le tableau 7 montre que les valeurs moyennes des indicateurs d'efficacité et de morcellement restent très proches d'un échantillon à un autre en dépit de la différence du nombre d'observations. Ces indicateurs sont dans les mêmes ordres de grandeurs qu'au niveau de l'échantillon global utilisé dans l'étude de Latruffe et Piet (2013). De même, pour la plupart des caractéristiques individuelles et pédoclimatiques, les valeurs moyennes restent proches d'un échantillon à l'autre. Les échantillons 2 et 3 ont les mêmes valeurs moyennes pour les différentes variables, sauf pour les indicateurs de morcellement. En effet, les indicateurs d'efficacité et les caractéristiques individuelles et pédoclimatiques sont issus de la base de données du RICA qui ne présente pas de distinction pour ces deux échantillons puisque les mêmes exploitations y ont été retenues. Dans l'ensemble des échantillons, la surface agricole utile des exploitations est d'environ 60 hectares en moyenne. Les exploitations comptent moins de 20 % de travail salarial, avec environ 80 % de leur superficie louée, et reçoivent entre 400 à 700 Euros de subventions à l'hectare. Environ 40 % des exploitations sont de statut juridique individuel et les chefs d'exploitation sont relativement jeunes comparativement à l'âge moyen au niveau de la France entière qui est de 49,2 ans (agreste 2011). Les exploitations agricoles de la région Bretagne sont plutôt orientées vers la production animale avec une part végétale inférieure à 30 %. Dans les différents échantillons, les grandes orientations technico-économique des exploitations (Gotex) gardent les mêmes tendances en termes de proportion. Les exploitations de bovins laitiers (Gotex 2) sont les plus représentées, sauf dans l'échantillon 1 où ce sont celles du Gotex 4 qui dominent. Dans cet échantillon, il n'y a pas d'observation pour le Gotex 6 et aucune des exploitations n'est située dans une zone vulnérable au nitrate. La capacité d'échange cationique est aux environs de 10 cmol+/kg qui est caractéristique des sols sablo-limoneux. Plus de 80 % des exploitations sont situées dans des communes dont pH eau des sols est favorable.

Les statistiques des différents échantillons présentées dans le paragraphe précédent sont cohérentes avec celles du recensement agricole 2010 (Agreste Bretagne, 2011). Toutefois, celles de l'échantillon 2, dans l'ensemble, sont plus proches des valeurs moyennes pour la région de Bretagne comparativement aux deux autres. Ainsi, cet échantillon a été choisi comme plus représentatif de la région.

**Tableau 7 : Statistiques descriptives des variables des modèles économétriques pour les différents échantillons**

Indicateurs	Echantillon 1		Echantillon 2		Echantillon 3	
<b>Indicateurs d'efficacité des exploitations</b>						
Efficacité technique	0,605	(0,179)	0,596	(0,183)	0,596	(0,183)
Efficacité technique pure	0,684	(0,173)	0,681	(0,191)	0,681	(0,191)
Efficacité d'échelle	0,885	(0,148)	0,883	(0,149)	0,883	(0,149)
<b>Indicateurs de morcellement du parcellaire</b>						
Nombre d'îlots	16,01	(10,29)	16,57	(11,07)	17,34	(13,02)
Indice de Januszewski	0,044	(0,005)	0,045	(0,005)	0,044	(0,005)
Forme moyenne des îlots	0,33	(0,14)	0,33	(0,14)	0,33	(0,15)
Distance d'un hectare	1,355	(1,170)	1,674	(2,087)	1,740	(2,953)
Distance entre îlots	1,04	(1,15)	1,21	(1,87)	1,66	(10,25)
Indicateur synthétique	0,215	(0,248)	0,198	(0,240)	0,224	(0,258)
<b>Caractéristiques individuelles des exploitations</b>						
SAU	61,38	(34,86)	62,58	(45,04)	62,58	(45,04)
Age du chef	46	(7,34)	45,8	(7,68)	45,77	(7,68)
Taille économique	0,38	(0,49)	0,44	(0,50)	0,44	(0,50)
Part du travail salarial	7,78	(16,21)	14,77	(25,11)	14,77	(25,11)
Ratio capital/travail	143 347	(87 241)	140 650	(84 362)	140 650	(84 362)
Localisation			0,04	(0,20)	0,04	(0,20)
Part de terre louée	83,05	(28,75)	77,63	(32,81)	77,63	(32,81)
Subventions reçues	463	(553)	636	(1 789)	636	(1 789)
Statut juridique	0,41	(0,49)	0,41	(0,49)	0,41	(0,49)
Gotex 1	0,05	(0,22)	0,13	(0,34)	0,13	(0,34)
Gotex 2	0,32	(0,47)	0,28	(0,45)	0,28	(0,45)
Gotex 3	0,13	(0,33)	0,14	(0,35)	0,14	(0,35)
Gotex 4	0,36	(0,48)	0,27	(0,44)	0,27	(0,44)
Gotex 5	0,14	(0,35)	0,11	(0,32)	0,11	(0,32)
Gotex 6			0,06	(0,23)	0,06	(0,23)
Part végétale	0,16	(0,20)	0,26	(0,34)	0,26	(0,34)
<b>Caractéristiques pédoclimatiques des exploitations</b>						
Nombre de jour de gel	16,77	(4,43)	15,13	(5,60)	15,13	(5,60)
Capacité d'échange cationique	9,89	(1,85)	10,20	(1,85)	10,20	(1,85)
Ph eau du sol	0,88	(0,32)	0,82	(0,38)	0,82	(0,38)
<b>Nombre d'exploitations</b>	<b>118</b>		<b>465</b>		<b>465</b>	

Notes : Pour chaque variable, la moyenne est présentée ainsi que l'écart-type entre parenthèses.

Echantillon 1 : exploitations dont les SAU sont égales dans le RICA et le RPG; échantillon 2 : exploitations ayant même score de propension dans les deux bases de données ; échantillon 3 : exploitations construites sur une moyenne pondérée par le score de propension des indicateurs de morcellement (cf. 3.1.3).

Gotex 1 : Céréales et oléoprotéagineux, cultures générales et polyculture ; Gotex 2 : Bovins lait; Gotex 3 : Bovins viande, bovins lait-viande, autres herbivores, polyélevage orientation herbivores ; Gotex 4 : Granivores, polyélevage orientation granivores ; Gotex 5 : Grandes cultures, herbivores, autres associations ; Gotex 6 : Maraîchage, fleurs, horticulture, fruits et autres cultures permanentes.

L'indicateur synthétique est celui de Pauchard (2012) modifié représentant la part de l'exploitation incluse dans le disque de surface équivalente (voir méthodologie).

Source: calculs de l'auteur basés sur les bases de données du RICA et RPG 2007.

## 4.2. Résultats des régressions

Les résultats des régressions sont présentés en annexe V pour les modèles estimés à partir de chaque échantillon. La comparaison des modèles est basée sur la statistique  $R^2$ , les critères d'information AIC (Akaike Information Criterion) ou BIC (Bayesian Information Criterion) estimés et le nombre de variables significatives. Le  $R^2$  (ou coefficient de corrélation multiple) donne le pourcentage de la variance de l'efficacité expliqué par les variables indépendantes du modèle. Les critères d'information permettent de comparer des modèles portant sur des échantillons différents, comme c'est le cas dans cette étude. Les critères d'information sont déterminés par les formules suivantes :

$$AIC = 2k - 2\ln(L)$$

$$BIC = k\ln(n) - 2\ln(L)$$

où  $n$  est le nombre d'observations,  $k$  le nombre de paramètres à estimer et  $L$  la vraisemblance du modèle estimé. Plus le critère  $AIC$  ou  $BIC$  est faible meilleur est le modèle (Gujarati, 2004).

### 4.2.1. Examen global des régressions

Selon les critères d'évaluation présentés dans le paragraphe précédent, les modèles avec les termes croisés (M3) et ceux avec les formes logarithmiques en plus des termes croisés (M4) sont les plus performants.

**Tableau 8 : Statistiques des modèles estimés à partir des trois échantillons utilisés pour les régressions**

Statistiques		Echantillon 1				Echantillon 2				Echantillon 3			
		M1	M2	M3	M4	M1	M2	M3	M4	M1	M2	M3	M4
<i>Efficacité technique</i>	<i>Sig.</i>	4	6	<b>8</b>	9	12	13	<b>16</b>	16	13	12	<b>13</b>	12
	$R^2$	0,51	0,51	<b>0,55</b>	0,54	0,40	0,40	<b>0,42</b>	0,42	0,40	0,40	<b>0,42</b>	0,41
	AIC	-111	-106	<b>-109</b>	-105	-442	-439	<b>-449</b>	-445	-442	-426	<b>-445</b>	-429
	BIC	-48	-44	<b>-32</b>	-28	-339	-336	<b>-321</b>	-317	-338	-323	<b>-317</b>	-301
<i>Efficacité technique pure</i>	<i>Sig.</i>	7	8	<b>8</b>	7	9	9	<b>10</b>	12	8	8	<b>7</b>	7
	$R^2$	0,40	0,38	<b>0,42</b>	0,40	0,31	0,32	<b>0,32</b>	0,33	0,30	0,30	<b>0,32</b>	0,31
	AIC	-93	-92	<b>-88</b>	-86	-340	-348	<b>-332</b>	-342	-337	-323	<b>-333</b>	-319
	BIC	-30	-29	<b>-11</b>	-10	-337	-245	<b>-204</b>	-214	-233	-221	<b>-205</b>	-192
<i>Efficacité d'échelle</i>	<i>Sig.</i>	9	5	<b>9</b>	6	10	7	<b>8</b>	7	10	8	<b>9</b>	8
	$R^2$	0,56	0,54	<b>0,58</b>	0,56	0,22	0,21	<b>0,24</b>	0,23	0,23	0,22	<b>0,24</b>	0,24
	AIC	-168	-162	<b>-163</b>	-158	-519	-525	<b>-519</b>	-524	-521	-503	<b>-519</b>	-501
	BIC	-105	-99	<b>-86</b>	-81	-416	-422	<b>-391</b>	-396	-418	-401	<b>-391</b>	-374
<b>VIF</b>		2,32	2,58	<b>4,23</b>	4,47	2,35	2,59	<b>3,81</b>	4,03	2,63	3,21	<b>3,76</b>	4,25
<b>Observations</b>		118	116	<b>118</b>	116	465	458	<b>465</b>	458	465	455	<b>465</b>	455

Notes : Echantillon 1 : exploitations dont les SAU sont égales dans le RICA et le RPG ; échantillon 2 : exploitations ayant même score de propension dans les deux bases de données ; échantillon 3 : exploitations construites sur une moyenne pondérée par le score de propension pour les indicateurs de morcellement.

M1 : modèles sans forme logarithmique et sans terme croisé ; M2 : modèles avec les formes logarithmiques mais sans terme croisé ; M3 : modèles avec termes croisés mais sans forme logarithmique ; M4 : modèles avec termes croisés et formes logarithmiques ; Sig. : nombre de variables significatives.

Source: calculs de l'auteur (bases de données RICA et RPG).

Le tableau 8 montre que les statistiques  $R^2$  pour les modèles  $M3$  et  $M4$  sont plus élevées et les critères d'information  $AIC$  déterminés sont plus faibles traduisant un meilleur ajustement de ces modèles aux données dans la plupart des cas. Pour ces modèles, les statistiques montrent que ceux sans les formes logarithmiques sont plus performants sans que le nombre de variables significatifs soit fortement différent. L'échantillon 2 paraît meilleur en considérant le nombre de variables significatives et les critères d'information  $AIC$  et  $BIC$ . Pour les différents échantillons, tous les paramètres significatifs gardent les mêmes signes. Les statistiques VIF prouvent que les variables indépendantes utilisées ne sont pas fortement corrélées linéairement dans aucun des modèles. Dans la suite, seuls les résultats des régressions réalisées sur l'échantillon 2 sont présentés et interprétés mais on fait référence aux deux autres quand c'est nécessaire.

#### 4.2.2. Les déterminants de l'efficacité

Les principaux résultats montrent que l'impact du morcellement sur l'efficacité est différent suivant l'indicateur considéré. Il dépend non seulement de l'indicateur de morcellement mais aussi du type d'efficacité en question. Contrairement à nos attentes, le nombre d'îlots influence positivement l'efficacité technique des exploitations. Ce qui signifie que plus le nombre d'îlots augmente plus l'exploitation est efficace techniquement. Ce résultat a été mis en évidence par Tan *et al.*, (2010) dans une étude réalisée dans le Sud-Est de la Chine. Selon ces auteurs, l'effet négatif du nombre d'îlots peut être dû à un effet de taille supérieur à l'effet négatif sur la gestion de l'exploitation. Dans notre cas, cette justification peut être appuyée par l'effet positif du nombre d'îlots sur l'efficacité d'échelle dans l'échantillon 3 (cf. Annexe V). Il peut être expliqué aussi par la possibilité pour les exploitations de jouir d'une plus grande diversité de qualité de sol permettant la diversification de la production (Di Falco *et al.*, 2010). Selon Manjunatha *et al.*, (2013) la diversification des produits peut être une source d'augmentation des profits.

La taille moyenne des îlots, mesurée par l'indice de Januszewski, influence positivement l'efficacité technique pure. Ce qui signifie que plus la taille des îlots est grande plus l'exploitation peut employer des techniques efficaces. En effet, González *et al.*, (2007) ont montré que l'augmentation de la taille moyenne des parcelles permet une meilleure utilisation de la technologie notamment par une réduction des coûts de préparation du sol. Ainsi, dans une agriculture mécanisée telle que celle pratiquée dans la région Bretagne, des îlots de grande taille permettraient une meilleure manipulation des engins agricoles ainsi qu'une meilleure utilisation des technologies d'irrigation, de drainage ou de fertilisation.

La distance entre les îlots et le barycentre de l'exploitation (distance d'un hectare) a un effet négatif sur son efficacité technique pure. Cet effet n'est pas significatif dans l'échantillon présenté mais l'est dans l'échantillon 1 au seuil de significativité de 5 % (cf. Annexe V). Ainsi, plus les îlots sont éloignés du barycentre de l'exploitation plus l'efficacité de celle-ci diminue. Un tel résultat a été mis en évidence par la plupart des auteurs ayant fait usage de cet indicateur (Tan *et al.*, 2010 ; González *et al.*, 2007 ; Blarel *et al.*, 1992). Selon ces auteurs, la distance des parcelles par rapport au siège de l'exploitation contribue à augmenter les coûts de transport notamment par les dépenses en carburant ou de mise en place de certaines infrastructures agricoles comme des systèmes d'irrigation et/ou de drainage. Blarel *et al.*, (1992) ont attribué à ce résultat l'inefficacité dans l'utilisation du travail. En effet, la distance provoque des pertes de temps par la durée de déplacement qu'elles provoquent.

**Tableau 9 : Estimation des paramètres des modèles de l'efficacité**

Indicateur d'efficacité	Efficacité technique		Efficacité technique pure		Efficacité d'échelle	
	Coeff	(S.D)	Coeff	(S.D)	Coeff	(S.D)
<b>Indicateurs de morcellement</b>						
Nombre îlots (nplot)	<b>0,0027**</b>	(0,0013)	0,0025	(0,0018)	0,0008	(0,0012)
Forme moyenne îlots	0,7337	(1,4740)	2,4111	(1,9508)	-1,6848	(1,4481)
Indice de Januszewski	0,0828	(0,0959)	<b>0,2511**</b>	(0,1313)	-0,1561	(0,1026)
Distance d'un hectare	4,09e-05	(2,12e-06)	-1,63e-07	(2,55e-06)	4,62e-07	(2,57e-06)
Distance entre îlots	0,0063	(0,0044)	-0,0002	(0,0047)	<b>0,0063**</b>	(0,0030)
Indicateur synthétique	-0,0301	(0,0415)	-0,0431	(0,0444)	0,0009	(0,0333)
<b>Caractéristiques individuelles</b>						
SAU	-0,0002	(0,0002)	-0,0002	(0,0003)	3,47e-05	(0,0002)
Age du chef	0,0164	(0,0152)	<b>0,0327*</b>	(0,0176)	-0,0136	(0,0148)
Taille économique	<b>0,0548**</b>	(0,0201)	0,0127	(0,0227)	<b>0,0554***</b>	(0,0159)
Statut juridique	-0,0338	(0,0221)	-0,0093	(0,0226)	<b>-0,0510***</b>	(0,0195)
Part de terre louée	<b>0,0007**</b>	(0,0003)	0,0004	(0,0004)	0,0004	(0,0004)
Part du travail	<b>0,0008**</b>	(0,0004)	0,0004	(0,0004)	0,0006	(0,0004)
Subventions	<b>9,88e-06**</b>	(4,92e-06)	1,43e-06	(3,67e-06)	<b>8,10e-06*</b>	(4,4e-06)
Localisation	0,0434	(0,0357)	<b>0,1160***</b>	(0,0394)	<b>-0,0657*</b>	(0,0364)
Ratio capital/travail	<b>2,89e-07**</b>	(9,52e-06)	<b>4,18e-07***</b>	(1,13e-06)	<b>-1,28e-07*</b>	(7,58e-08)
Part végétale (shveg)	0,0217	(0,0861)	0,0542	(0,0880)	-0,0270	(0,0594)
Gotex 1	0,0802	(0,0861)	0,0914	(0,0928)	-0,0004	(0,0517)
Gotex 3	<b>0,0697*</b>	(0,0360)	<b>0,0744*</b>	(0,0459)	0,0102	(0,0341)
Gotex 4	<b>0,2033***</b>	(0,0351)	<b>0,1958***</b>	(0,0434)	0,0335	(0,0352)
Gotex 5	<b>0,2652***</b>	(0,0662)	<b>0,2061***</b>	(0,0791)	0,0830	(0,0586)
Gotex 6	<b>0,2216**</b>	(0,1090)	<b>0,2869***</b>	(0,1076)	-0,0337	(0,0939)
<b>Caractéristiques pédoclimatiques</b>						
Nombre de jour de gel	<b>-0,0032**</b>	(0,0016)	-0,0019	(0,0018)	-0,0017	(0,0015)
CEC	-0,0033	(0,0042)	-0,0041	(0,0051)	0,0022	(0,0043)
pH eau sol adéquat	<b>0,0542**</b>	(0,0264)	<b>0,0456*</b>	(0,0279)	0,0076	(0,0248)
<b>Termes croisés</b>						
NplotXGotex1	-0,0007	(0,0023)	-0,0010	(0,0028)	-0,0002	(0,0020)
NplotXGotex3	<b>-0,0031*</b>	(0,0017)	-0,0025	(0,0022)	-0,0020	(0,0014)
NplotXGotex4	-0,0024	(0,0018)	-0,0014	(0,0022)	-0,0019	(0,0016)
NplotXGotex5	<b>-0,0043*</b>	(0,0023)	-0,0033	(0,0027)	<b>-0,0023*</b>	(0,0019)
NplotXGotex6	-0,0021	(0,0032)	-0,0016	(0,0027)	-0,0012	(0,0030)
ShvegXgotex5	<b>-0,4523***</b>	(0,1489)	-0,1762	(0,2255)	<b>-0,3514***</b>	(0,1531)
Constante	<b>0,4552***</b>	(0,1023)	<b>0,2780**</b>	(0,1195)	<b>0,9863***</b>	(0,1105)
<b>Observations</b>	<b>465</b>		<b>465</b>		<b>465</b>	
<b>R2</b>	<b>0,42</b>		<b>0,42</b>		<b>0,24</b>	

\*, \*\* et \*\*\* respectivement pour des seuils de significativité de 10 %, 5 % et 1 %.

Notes : S.D (Standard déviation) : sont les écart-types

Echantillon 1 : exploitations dont les SAU sont égales dans le RICA et le RPG ; échantillon 2 : exploitations ayant même score de propension dans les deux bases de données ; échantillon 3 : exploitations construites sur une moyenne pondérée par le score de propension des indicateurs de morcellement (cf. 3.1.3).

Gotex 1 : Céréales et oléoprotéagineux, cultures générales et polyculture; Gotex 2 : Bovins lait ; Gotex 3 : Bovins viande, bovins lait-viande, autres herbivores, Polyélevage orientation herbivores; Gotex 4 : Granivores, Polyélevage orientation granivores; Gotex 5 : Grandes cultures, herbivores, autres associations; Gotex 6 : Maraîchage, fleurs, horticultures, fruits et autres cultures permanentes.

Source: calculs de l'auteur (bases de données RICA et RPG, 2007)

La plupart des caractéristiques individuelles des exploitations agricoles sont significatifs. Les exploitants âgés de moins de 50 sont plus efficaces techniquement que ceux de plus de 50 ans. En effet, la capacité physique diminue avec l'âge et peut rendre les exploitants de moins en moins efficaces. La taille économique influence positivement l'efficacité car elle peut permettre à l'exploitation d'acquérir des technologies innovantes pour l'augmentation de son efficacité technique et d'atteindre une taille optimale lui permettant de produire à moindres coûts. Comparativement aux formes sociétaires, les exploitations agricoles de statut juridique individuel influencent négativement l'efficacité d'échelle. En situation individuelle, l'exploitation est moins en mesure d'atteindre une taille optimale comparativement aux formes sociétaires qui disposent très probablement de beaucoup plus de fonds d'investissement. Les subventions peuvent contribuer à accroître l'efficacité technique dans le sens qu'elles peuvent fournir les moyens d'acquérir les technologies innovantes. Elles peuvent diminuer l'efficacité d'échelle dans le sens où le bénéficiaire n'est plus motivé à augmenter la taille de son exploitation vers l'optimale car les subventions peuvent couvrir ses pertes. La part du travail salarial influence positivement l'efficacité technique. Ce résultat est cohérent avec celui de Del Corral *et al.*, (2011), où ils ont mis en évidence l'effet négatif de la part du travail familial sur l'efficacité des fermes de production de lait en Espagne. En effet, le travail salarial est souvent plus qualifié que la main-d'œuvre familiale. Comparativement aux exploitations de production de bovins laitiers (Gotex 2), celles des autres Gotex influencent positivement l'efficacité technique, sauf pour les exploitations de production de céréales oléoprotéagineux et polyculture (Gotex 1). Ce résultat est justifié par la plus faible valeur de l'efficacité technique affichée par les exploitations de la Gotex 2 (cf. Tableau 3).

Les caractéristiques pédoclimatiques tels le nombre de jour de gel et le pH eau du sol ont un effet respectivement négatif et positif sur l'efficacité. En effet, les caractéristiques pédoclimatiques peuvent conditionner l'utilisation de la technologie (Tan *et al.*, 2010). Dans ce cas, par son effet négatif, le nombre de jour de gel entrave la bonne utilisation de la technologie tandis que le pH eau du sol la favorise. Le nombre de jour de gel peut inhiber la croissance des plantes et peut aussi faire augmenter la consommation du bétail dans les exploitations de production animale réduisant ainsi l'efficacité technique et d'échelle. Un pH eau du sol adéquat favorise l'activité biologique et la structuration du sol favorisant l'augmentation de la production agricole et ainsi de l'efficacité technique.

Certains coefficients des termes croisés sont révélés significativement différents de zéro pour l'efficacité technique et l'efficacité d'échelle. L'effet du nombre d'îlots est différent suivant l'orientation technico-économique des exploitations. Les exploitations de grandes cultures (Gotex 5) semblent plus sensibles au morcellement par le nombre d'îlots comparativement aux élevages de bovins laitiers (Gotex de référence). Cela peut être expliqué par le fait que les exploitations du Gotex 5 nécessitent de plus grandes surfaces pour l'utilisation des engins et infrastructures agricoles. Au niveau du Gotex 2, le nombre d'îlots peut favoriser la diversification des fourrages pour l'alimentation du bétail. Les résultats montrent aussi que la part végétale a un effet négatif au niveau des exploitations aux orientations de production mixte (animale et végétale) telle que le Gotex 5. Un résultat qui peut être expliqué par le fait que la production végétale est beaucoup plus sujette aux aléas climatiques et aux caractéristiques des sols pour lesquelles la région Bretagne n'a une bonne réputation.

### 4.3. Effets d'une éventuelle réduction du morcellement sur l'efficacité des exploitations de la région Bretagne

Vu que les variables ont des unités de mesure différentes, la valeur des coefficients de régression est difficilement interprétable en termes d'effets marginaux. Ainsi, il devient difficile de comparer entre eux les effets marginaux des indicateurs de morcellement en termes d'élasticité. La seule étude des signes des coefficients paraît insuffisante pour une analyse approfondie des effets du morcellement sur l'efficacité des exploitations agricoles. Afin d'avoir une idée plus précise et plus instructive de ces effets, une simulation d'une réduction du morcellement a été réalisée au niveau individuel. Utilisée par Latruffe et Piet (2013), cette méthode permet de classer les indicateurs de morcellement suivant le poids de leur effet sur l'efficacité des exploitations agricoles de la région Bretagne.

Pour ce faire, on détermine la médiane<sup>7</sup> de chaque indicateur de morcellement pour le premier et le troisième quartiles. Pour un indicateur corrélé positivement au morcellement, donc supposé influencer négativement l'efficacité, le premier quartile correspond aux 25 % des exploitations avec les valeurs de morcellement les plus faibles et le troisième quartile aux 25 % avec les valeurs les plus élevées de cet indicateur. Dans le cas contraire, pour un indicateur corrélé négativement au morcellement, le premier quartile correspond aux 25 % des exploitations avec les valeurs de morcellement les plus élevées et le troisième quartile aux les 25 % avec les valeurs les plus faibles en termes de cet indicateur.

Étant donné les corrélations entre les différents indicateurs de morcellement, on détermine également les médianes de chaque indicateur  $j \neq i$  pour les exploitations des premier et deuxième quartiles de l'indicateur  $i$ . Ainsi, l'impact sur l'efficacité d'une amélioration de l'indicateur  $i$  est donné par les équations :

- Pour les indicateurs corrélés négativement au morcellement des exploitations agricoles:

$$\varepsilon^{Q3i} - \varepsilon^{Q1i} = \sum_{j=1}^J \tilde{\beta}_j (Me_j^{Q3i} - Me_j^{Q1i}) + \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^K \tilde{\delta}_{jk} (Me_j^{Q3i} - Me_j^{Q1i}) \bar{C}_k$$

- Pour les indicateurs corrélés positivement au morcellement des exploitations agricoles:

$$\varepsilon^{Q1i} - \varepsilon^{Q3i} = \sum_{j=1}^J \tilde{\beta}_j (Me_j^{Q1i} - Me_j^{Q3i}) + \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^K \tilde{\delta}_{jk} (Me_j^{Q1i} - Me_j^{Q3i}) \bar{C}_k$$

où  $\varepsilon^{Q3i}$  est l'efficacité des 25 % des exploitations avec les valeurs les plus élevées de l'indicateurs en termes de l'indicateur de morcellement  $i$  et  $\varepsilon^{Q1i}$  est l'efficacité des 25 % avec les valeurs les plus faibles ;  $Me_j^{Q3i}$  et  $Me_j^{Q1i}$  sont les valeurs médianes de l'indicateur de morcellement  $j$  pour les exploitations des troisième et premier quartiles de l'indicateur  $i$

<sup>7</sup> La médiane a été utilisée en lieu et place de la moyenne car cette dernière n'est pas représentative de l'échantillon utilisé. En effet, les coefficients de variation déterminés pour chacun des indicateurs aux quartiles définis sont dans la plupart des cas nettement supérieurs à 15 % (cf. Annexe VI).

respectivement, avec  $i \in j$ . Les  $\bar{C}_k$  sont les valeurs moyennes des caractéristiques individuelles et pédoclimatiques des exploitations agricoles déterminées pour l'échantillon global. Dans le cas des Gotex, cette moyenne correspond au poids respectif de chaque Gotex.  $\tilde{\beta}_j, \tilde{\delta}_{jk}$  sont les coefficients estimés du modèle d'efficacité traité respectivement pour les indicateurs de morcellement et les termes croisés. Cela étant, on a également calculé l'amélioration d'efficacité pour chaque Gotex. La simulation a été réalisée utilisant l'échantillon 2.

Selon les résultats trouvés (cf. Annexe VII), la réduction du morcellement n'a aucun effet significatif sur l'efficacité des exploitations de la région Bretagne prises dans l'ensemble de l'échantillon. Elle ne présente aucun effet significatif et non plus sur l'efficacité technique pure quelle que soit la Gotex à laquelle elles appartiennent. Cependant, l'amélioration de certains indicateurs conduit à des effets significatifs sur l'efficacité technique et l'efficacité d'échelle selon la Gotex considérée.

**Tableau 10 : Effets d'une simulation de réduction du morcellement par la distance entre les îlots sur l'efficacité d'échelle pour les grandes orientations technico-économiques (Gotex)**

Grandes Orientations technico-économiques	Variation de l'efficacité d'échelle
<i>Gotex 1</i>	<b>0,091*</b> (0,050)
<i>Gotex 2</i>	<b>0,096**</b> (0,043)
<i>Gotex 4</i>	<b>0,073*</b> (0,043)

\* et \*\* respectivement significatif à 10 % et 5 % ; les écart-types sont présentés entre parenthèses  
Notes : Gotex 1 : Céréales, oléoprotéagineux, cultures générales et polyculture ; Gotex 2 : Bovins lait ; Gotex 4 : Granivores, polyélevage orientation granivores.

Source: calculs de l'auteur (bases de données RICA et RPG, 2007).

Parmi les indicateurs simulés, seule une réduction de la distance normalisée du plus proche voisin entraîne une amélioration de l'efficacité d'échelle. Cette amélioration est significative seulement au niveau des exploitations du Gotex 1, Gotex 2 et Gotex 4 (cf. Tableau 10). Une réduction de cette distance de 1,63 à 0,48 augmenterait l'efficacité d'échelle de 0,091, 0,096 et 0,073 au niveau de la Gotex 1, Gotex 2 et Gotex 4 respectivement, soit environ 10 % de leur valeur moyenne (cf. Tableau 4). Conformément au résultat des régressions, une réduction du morcellement par le nombre d'îlots entraîne une diminution de l'efficacité dans certains Gotex. Faisant passer cet indicateur de 28 à 7 implique une réduction de l'efficacité d'échelle de 0,044 au niveau du Gotex 2. Ce résultat justifie en quelques sortes l'effet de taille avancé par Tan *et al.* (2010).

## V. Discussions

Dans la littérature, le morcellement du parcellaire est considéré par la plupart des auteurs comme une situation à éviter et à combattre. La plupart des auteurs ont en effet montré que le morcellement, mis en évidence par différents indicateurs, a un effet négatif sur la performance des exploitations agricoles. Cette étude renforce cette idée à travers la mise en évidence des effets respectivement négatif pour la distance des îlots par rapport au siège de l'exploitation, et positif pour la taille moyenne des îlots. Les auteurs s'appuient sur le fait que la distance peut accroître les coûts de production tandis que la taille moyenne des îlots peut avoir l'effet inverse et peut faciliter aussi le travail mécanique du sol (Gonzalez *et al.*, 2007). Ils ont montré aussi que l'inefficacité dans la gestion des activités de l'exploitation augmente avec le morcellement à travers ces indicateurs (Blarel *et al.*, 1992). Pour appuyer de tels arguments, des études supplémentaires sur la relation entre les coûts de production et la distance entre les îlots et le siège des exploitations ainsi que leur système de gestion sont importantes.

Cette étude a cependant révélé également un résultat contre-intuitif : le nombre d'îlots présente un effet positif sur l'efficacité technique des exploitations agricoles. Ce résultat a toutefois déjà été mis en évidence dans la littérature par Del Corral *et al.* (2011) et Tan *et al.* (2010). Il peut trouver son explication dans l'effet de taille provoqué par le nombre d'îlots. Cet argument semble s'appliquer ici comme montre l'effet positif de cet indicateur sur l'efficacité d'échelle. En effet, la taille des exploitations mesurée par la SAU se révèle positivement corrélée au nombre d'îlots avec un coefficient de 0,71 au niveau de la région Bretagne<sup>8</sup>. Ainsi, une réduction de celui-ci peut entraîner des pertes d'efficacité d'échelle. Ce même argument peut être utilisé pour la taille moyenne des îlots qui est corrélée négativement à la SAU avec un coefficient de corrélation de 0,60. Cela peut sous-entendre que les exploitations, pour augmenter leur SAU, sont obligées d'acquérir beaucoup de parcelles. L'effet positif du nombre d'îlots sur l'efficacité technique peut être expliqué aussi par une augmentation de profit (Di Falco *et al.*, 2010) ou une diminution de risque (Kawasaki, 2010) liées à la diversification des cultures. Pour ces derniers arguments, une étude des effets du morcellement au niveau individuel des exploitations utilisant les indicateurs comptables de Latruffe et Piet (2013) pourrait être nécessaire.

Les résultats de ce travail révèlent des gains d'efficacité par la diminution de certains indicateurs de morcellement. Cependant, ils ne constituent en aucune manière un plaidoyer pour le remembrement. En effet, toute politique publique devrait passer par une analyse coûts-bénéfices avant toute adoption ou application. Dans cette étude, seulement l'aspect technico-économique de la performance de l'exploitation est traité. Dans le cadre d'une politique de remembrement, l'aspect social et surtout environnemental ne devrait pas être ignoré. Dans une région telle que la Bretagne, le morcellement du parcellaire peut avoir une importance particulière pour le système agricole bocager. Considéré comme source de

---

<sup>8</sup> Les données du RPG pour la région de Bretagne (échantillon global) ont été utilisées pour la détermination des coefficients de corrélation entre la SAU et les indicateurs de morcellement.

biodiversité, le bocage peut servir de corridors biologiques et d'abris pour de nombreuses espèces en plus de ces diverses fonctions environnementales<sup>9</sup>. Selon Langley-Danysz (1984), il présente aussi un aspect économique par son potentiel productif et énergétique. Aucun de ces aspects n'a été pris en compte dans cette étude, d'où des précautions à prendre dans l'utilisation des résultats.

---

<sup>9</sup> Voir [www.polebocage.fr](http://www.polebocage.fr)

## VI. Conclusion

Ce travail a mis en évidence l'effet du morcellement du parcellaire sur la performance des exploitations agricoles de la région Bretagne pour l'année 2007. Pour ce faire, un cheminement en deux étapes a été emprunté. Tout d'abord, la base de données du RICA et celle du RPG ont été appariées. Cet appariement a permis de faire correspondre l'exploitation du RPG la plus similaire à chaque exploitation du RICA en se basant sur un ensemble de caractéristiques communes dans les deux bases de données. Ensuite, les scores d'efficacité estimés par la méthode DEA ont été régressés sur les indicateurs de morcellement déterminés au niveau individuel des exploitations agricoles. Un des apports de ce travail consiste également en la détermination des effets croisés entre le morcellement et certaines caractéristiques individuelles telle que l'orientation technico-économique sur l'efficacité des exploitations agricoles qui, d'après nos recherches n'ont pas encore été fait l'objet de recherche dans la littérature.

Les résultats trouvés ne s'éloignent guère de ceux déjà mis en évidence dans la littérature et restent très concordants sur l'ensemble des échantillons étudiés. Les résultats ont montré que le nombre d'îlots et leur taille moyenne influencent positivement l'efficacité technique et l'efficacité technique pure des exploitations de la région Bretagne respectivement. Le premier peut favoriser la diversification des cultures ou engendrer un effet de taille alors que le second peut permettre une meilleure utilisation des engins et infrastructures agricoles. Selon une simulation réalisée, une réduction de ces indicateurs entraîne une diminution de l'efficacité. Les résultats révèlent aussi que l'efficacité varie en fonction de la grande orientation technico-économique (Gotex) à laquelle appartient l'exploitation agricole. De plus, l'effet du morcellement diffère d'un Gotex à un autre. Les exploitations agricoles à orientation de production végétale sont plus sensibles à une réduction du morcellement notamment par le nombre d'îlots. En dépit de la difficulté de l'interprétation des effets du morcellement sur l'efficacité d'échelle, il est montré qu'une réduction de la distance entre les îlots permettrait d'augmenter l'efficacité d'échelle des exploitations agricoles bretonnes.

Ce travail complète celui de Latruffe et Piet (2013) par le fait que l'étude a été réalisée avec des indicateurs de morcellement déterminés au niveau des exploitations agricoles prises individuellement et non au niveau communal. Toutefois, de nombreuses hypothèses lui ont servi de base afin de trouver les exploitations du RPG similaires à celles du RICA. Si ces hypothèses ont permis d'apparier ces bases de données, elles n'ont pas pu enlever certaines autres contraintes. En effet, pour le calcul des indicateurs de morcellement, il serait plus judicieux d'utiliser le siège de chaque exploitation et les données sur les parcelles respectivement en lieu et place du barycentre et des « îlots PAC ». Pour les différentes caractéristiques pédoclimatiques, l'utilisation d'une moyenne pondérée par la part de la SAU par commune de localisation des îlots serait mieux appropriée que celle de la commune du siège de l'exploitation tout simplement. La disponibilité de données suffisantes sur les différents types d'orientation technico-économiques des exploitations (Otex) permettrait une meilleure analyse de l'efficacité par Gotex. Elle éviterait de comparer l'efficacité de différents types d'exploitations n'utilisant pas les mêmes technologies. Dans tous les cas, une analyse économétrique dépend des données disponibles. L'utilisation de base de données distinctes (RICA et RPG), non liées directement, se révèle contraignante et nécessite de formuler certaines hypothèses difficilement vérifiables. Ces diverses contraintes, peuvent être considérées comme des limites à cette étude et ouvrent la voie à de nouvelles perspectives de recherche.

## VII. Bibliographie

- Agreste Bretagne (2011). Recensement agricole 2010. Bretagne. n° 3.
- Agreste Primeur (2011). Recensement agricole 2010. France métropole. n° 266.
- Akkaya Aslan, S.T., Gundogdu, K.S. and Arici, I. (2007). Some metric indices for the assessment of land consolidation projects. *Pakistan Journal of Biological Sciences* 10:1390-1397.
- ASP (2011) : Mise à disposition du registre parcellaire graphique anonyme. <http://www.asp-public.fr/?q=node/856#telecharge2> (consulté le 14/08/2013).
- Baier, S.L., Bergstrand, J.H. (2009). Estimating the effects of free trade agreements on international trade flows using matching econometrics. *Journal of International Economics* 77:63–76.
- Banker, R. D., Charnes, A. and Cooper, W. W. (1984). Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. *Management science* 0025-1909/84/3009.
- Becker, S.O., Ichino, A. (2002). Estimation of average treatment effects based on propensity scores. *The Stata Journal* 2:358–377.
- Blarel, B., Hazell P., Place F. and Quiggin J. (1992). The Economics of Farm Fragmentation: Evidence from Ghana and Rwanda. *The World Bank Economic Review* 6:233-254.
- Charnes, A., Cooper, W. W. and Rhodes E. (1978). Measuring the efficiency of decision making unit. *European Journal of Operational research* 2:429-444.
- Coelli, T. J., Rao, D.S.P., O'Donnell, C. J. and Battese G.E. (2005). An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis, *second Edition*. Springer Science 2005042642.
- Cooper, W.W., Seiford, L.M. and Zhu, J. (2011). Data Envelopment Analysis: History, models, and interpretations. *Springer*.
- Dehejia, R.H., Wahba, S. (2002). Propensity score-matching methods for nonexperimental causal studies. *Review of Economics and statistics* 84:151–161.
- Del Corral, J., Perez, J.A. and Roibas D. (2011). The impact of land fragmentation on milk production. *Journal of Dairy Science* 94:517-525.
- Di Falco, S., Penov I., Aleksiev A. and van Rensburg T. (2010). Agrobiodiversity, farm profits and land fragmentation: Evidence from Bulgaria. *Land Use Policy* 27:763-771.
- Färe, R., Knox Lovell, C.A. (1978). Measuring the Technical Efficiency of Production. *Journal of Economic Theory* 25:453–454.

- Farrell, M.J. (1957). The Measurement of Productive Efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society* 120:253-290.
- González, X., Álvarez, C., and Crecente, R. (2004). Evaluation of land distributions with joint regard to plot size and shape ». *Agricultural Systems* 82:31-43.
- González, X., Marey, M. and Álvarez C. ( 2007). Evaluation of productive rural land patterns with joint regard to the size, shape and dispersion of plots. *Agricultural Systems* 92:52-62.
- Goussé, M., Murard, E., Naouas A., Silavong. (2010). Les estimateurs de matching : une alternative à l'expérimentation aléatoire? *ENSAE, ParisTech*.
- Gujarati, D. N. (2004). Econométrie. Bruxelles : De Boeck Université, traduction de la 4<sup>e</sup> édition. *Basic Econometrics*.
- GRUPE REGIONALE FERTILISATION MIDI-PYRENEES (1992). Le chaulage. *Chambre Régionale d'agriculture Midi-Pyrénées*.
- Hervieu B., Guyomard H., Bureau J.-C. (2001). L'avenir des politiques agricoles. In : Rapport Mondial sur le Système Economique et les Stratégies (RAMSES), 115-131. *Editions Dunod, Paris*.
- Hung, P.V., MacAulay, T. G. and Marsh S.P. (2007). The economics of land fragmentation in the north of Vietnam. *The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics* 51:195-211.
- INSEE (2011). Exploitations et superficie agricole utilisée dans l'Union européenne en 2010. [http://www.insee.fr/fr/themes/tableau.asp?ref\\_id=CMPTEF10204](http://www.insee.fr/fr/themes/tableau.asp?ref_id=CMPTEF10204) (consulté le 08/08/2013).
- Jabarin, A.S., and Eppin F.M. (1994). Impacts of land fragmentation on the cost of producing wheat in the rain-fed region of northern Jordan ». *Agricultural Economics* 11: 191-196.
- Juhel, H. (2012). Morcellement du parcellaire et performance des exploitations agricoles : une application à la Bretagne. L3 Mathématiques Appliquées aux Sciences Sociales, Université Rennes 1, INRA, Renne, 87p.
- Kawasaki, K. (2010). The costs and benefits of land fragmentation of rice farms in Japan. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics* 54: 509-526.
- King, R. and Burton, S. (1982). Land Fragmentation: notes on a fundamental rural spatial problem. *Progress Human Geography* 6:475-494.
- langley-danysz, P. (1984). Les haies de bocage: une «nouvelle source d'énergie». *La Recherche*, 15(158), 1170-1172.
- Latruffe, L. (2004). Farm technical efficiency, credit and investment in a transition country: A microeconomic analysis in Poland. PH-D dissertation of University Paris X-Nanterre, (France), 397 p.

- Latruffe, L., Piet, L. (2013). Does land fragmentation affect farm performance? A French Breton case study. *Factor Markets Working Paper* No 40.
- Le Moing, L. (2010). La performance économique des exploitations agricoles. Etude des déterminants chez les exploitations de grandes cultures et les élevages bovins. Mémoire de Master 2 Recherche, Agrocampus-Ouest, Rennes, 107 p.
- Leuven, E. and Sianesi, B. (2003) PSMATCH2: Stata module to perform full Mahalanobis and propensity score matching, common support graphing, and covariate imbalance testing. Software, <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s432001.html>.
- McDonald, J. (2009). Using least squares and tobit in second stage DEA efficiency analyses. *European Journal of Operational Research* 197 : 792–798.
- Manjunatha, A., Anik, A.R., Speelman, S. and Nuppenau E. (2013). Impact of land fragmentation, farm size, land ownership and crop diversity on profit and efficiency of irrigated farms in India. *Land Use Policy* 31:397-405.
- Marie, M. (2009). Des pratiques des agriculteurs à la production de paysage de bocage. Etude comparée des dynamiques et des logiques d'organisation spatiale des systèmes agricoles laitiers en Europe (Basse-Normandie, Galice, Sud de l'Angleterre). Ph-D dissertation of the University of Caen/Basse-Normandie, Caen (France), 513 p.
- MOMAGRI (2013). La France est-elle encore une grande puissance agricole ? [http://www.momagri.org/FR/chiffres-cles-de-l-agriculture/La-France-est-elle-encore-une-grande-puissance-agricole-\\_1082.html](http://www.momagri.org/FR/chiffres-cles-de-l-agriculture/La-France-est-elle-encore-une-grande-puissance-agricole-_1082.html) (consulté le 08/08/2013)
- Nguyen, T., Cheng, E . and Findlay C. (1996). Land fragmentation and farm productivity in China in the 1990s. *China Economic Review* 7:169-180.
- Pauchard, L. (2012). Proposition d'une méthodologie pour un bilan cartographique des échanges parcellaires réalisés sur un territoire. Expérimentation sur la commune de Bain-de-Bretagne. Mémoire de Master 2 Recherche de l'Université de Caen - Basse Normandie.
- Piet, L. et Cariou, S. (2013). Le morcellement des exploitations agricoles françaises en 2007. *Working Paper SMART – LERECO* N°13-05.
- Philippe, M.-A. and Polombo, N. (2009). Soixante années de remembrement : Essai de bilan critique de l'aménagement foncier en France. *Etudes foncières* 140:43-49.
- Rosenbaum, P. R., Rubin D. B., (1983). The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. *Biometrika* 70:41-55.
- RICA (2010). Méthodologie de collecte de données. [http://ec.europa.eu/agriculture/rica/concept\\_fr.cfm#](http://ec.europa.eu/agriculture/rica/concept_fr.cfm#) (consulté le 12/08/2013).
- RICA (2011). Exercices comptables des états membres. [http://ec.europa.eu/agriculture/rica/accyears\\_fr.cfm](http://ec.europa.eu/agriculture/rica/accyears_fr.cfm) (consulté le 12/08/2013).

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

SMART-INRA (2011). La validation des indicateurs environnementaux de l'échantillon RICA grâce à l'échantillon EDEN à travers le matching.

Tan, S., Heerink, N., Kuyvenhoven, A. and Qu, F. (2010). Impact of land fragmentation on rice producers' technical efficiency in South-East China. *NJAS - Wageningen Journal of Life Sciences* 57:117-123.

ONCFS (2013). Pole Bocage et Faune sauvage.

<http://www.polebocage.fr/-Les-bocages-et-les-haies-en-France-.html> (consulté le 26/08/2013)

# Annexes

## Annexe I : Définition et mesure de l'efficacité

### 1. Définition

Selon Coelli *et al.* dans « An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis » (2005), la performance économique est un concept relatif et peut être définie de diverses manières. Dans un cadre général, elle peut être perçue comme la capacité d'une entreprise (ou d'une firme) à transformer une quantité donnée de facteurs de production (inputs) en une quantité maximale de produits (outputs).

La performance économique d'une entreprise peut être évaluée au moyen de nombreux indicateurs qui s'intéressent à sa capacité à produire à moindre coût, à être rentable et efficace, à investir ou à résister à des variations de prix (Le Moing, 2010). Porter (1990), cité par Le Moing (2010), avance quatre indicateurs de performance qui sont : la supériorité par les coûts, la rentabilité, la productivité et l'efficacité. Selon Juhel (2012) pour mesurer la performance d'une entreprise, les auteurs distinguent les indicateurs comptables et l'efficacité. Parmi les premiers, une distinction est faite des indicateurs de résultats tels que la valeur ajoutée (VA) et l'excédent brut d'exploitation (EBE) (Colson et Chatellier, 1995) et des indicateurs financiers comme le taux de rentabilité des capitaux propres (ROE), le taux de rendement de l'actif (ROA) investi et la viabilité de la dette (Moran, 2009 cité par Juhel, 2012).

L'efficacité est un indicateur de performance (productivité) plus complexe que les indicateurs classiques tel que le rendement. En effet, l'efficacité permet de rapporter la production de l'exploitation (ou de l'entreprise) à la totalité de ses facteurs de production (alors qu'un seul facteur de production est considéré dans les indicateurs de productivité partielle tels que le rendement). Elle se définit comme étant la capacité d'une entreprise à utiliser la technologie existante de la meilleure manière possible (Le Moing, 2010). Farrell (1957), l'un des premiers auteurs à travailler sur ce terme, distingue :

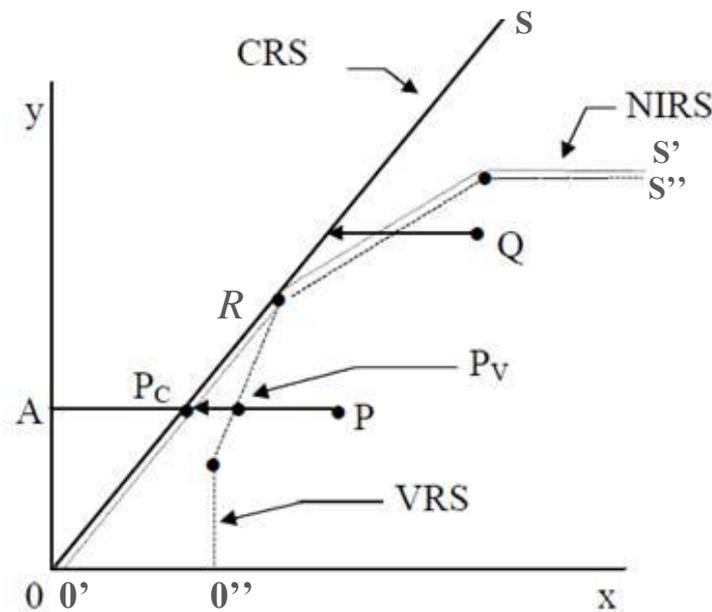
- L'efficacité technique qui reflète l'habileté d'une entreprise à obtenir une quantité maximale de produits (outputs) à partir d'une quantité de facteurs de production (inputs) donnée ;
- L'efficacité allocative (price efficiency) qui reflète l'habileté d'une entreprise (ou d'une firme) à utiliser des facteurs de production dans des proportions optimales dépendamment de leur prix et de la technologie utilisée ;
- Efficacité économique totale (overall efficiency) qui combine les deux précédentes.

Selon Latruffe et Piet (2013), l'efficacité technique peut être décomposée en efficacité technique pure et efficacité d'échelle. Le premier reflète comment les producteurs gèrent leur entreprise efficacement tandis que le second cherche à montrer si l'entreprise se trouve sous une échelle de production optimale.

## 2. Mesure

L'efficacité technico-économique d'une entreprise est déterminée à partir de sa distance par rapport à une frontière de production déterminée par l'ensemble des entreprises évoluant dans le secteur utilisant une technologie donnée (illustration : figure 1). Tous les auteurs sont d'avis que l'efficacité d'une entreprise (quelque soit le type) peut prendre une valeur comprise entre zéro et un. Un pour une entreprise pleinement efficace et zéro pour une entreprise totalement inefficace.

Figure 1 : Mesure de l'efficacité



Source : Coelli et al. (2005)

Sur la figure 1, OS représente la frontière de production des entreprises fonctionnant sous rendements d'échelle constants (CRS pour « constant returns to scale »). O'S' et O''S'' représentent les entreprises qui fonctionnent sous rendements d'échelle variables (VRS pour « variable returns to scale »). Les points P et Q représentent des entreprises inefficaces techniquement et du point de vue de l'échelle de production. P<sub>V</sub> est efficace techniquement mais ne fonctionne pas sous une échelle de production optimale tandis que la situation inverse se produit pour une entreprise qui se trouve en P<sub>C</sub>. Q se trouve dans la zone dite de rendements d'échelle non croissants (NIRS pour « non increasing returns to scale »). L'entreprise représentée par le point R sur la droite OS est efficace techniquement et se trouve sous une échelle de production optimale.

Suivant la figure 1, l'efficacité technique sous l'hypothèse de rendements d'échelle constants et sous l'hypothèse de rendements d'échelle variables sont données respectivement par :

$$TE_{CRS} = AP_C/AP$$

$$TE_{VRS} = AP_V/AP$$

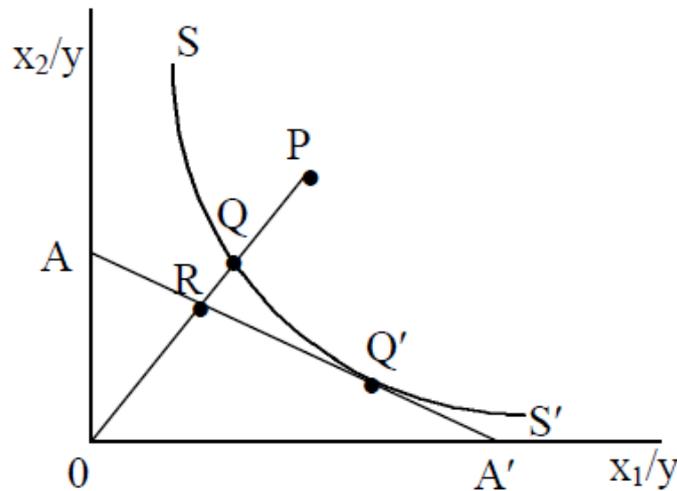
Sous l'hypothèse de rendements d'échelle variables, l'efficacité d'échelle est donnée par :

$$SE = AP_C/AP_V$$

Ainsi, l'efficacité technique sous l'hypothèse de rendements d'échelle constants est égale au produit entre l'efficacité technique pure (sous l'hypothèse de rendements d'échelle variables) et l'efficacité d'échelle :

$$TE_{CRS} = TE_{VRS} * SE$$

**Figure 2 : Efficacité technique et allocative**



Sources : Coelli (1996)

Sur la figure 2, SS' est la frontière de production des entreprises dans le secteur utilisant une technologie donnée et AA' le ratio des prix des facteurs de production. L'entreprise Q est techniquement efficace mais allocativement inefficace. Q' est techniquement et allocativement efficace. R est allocativement efficace tandis que P est inefficace techniquement et allocativement.

La mesure de l'efficacité peut être orientée sur les facteurs de production (Input-Oriented) ou orientée produits (Output-Oriented) (Coelli *et al.*, 2005). L'approche orientée inputs évalue l'efficacité sur la capacité des unités de décision à minimiser les inputs à outputs donnés. A l'inverse, l'approche orientée outputs évalue l'efficacité sur la capacité des unités de décision à maximiser les outputs à inputs donnés. Ainsi, l'approche orientée inputs mesure l'excès relatif de ressources utilisées et l'approche orientée outputs mesure la perte relative de production. Selon Färe et Lovell (1978), en cas de rendement d'échelle constant les deux types de mesure donnent le même résultat. Faisant référence au rendement d'échelle, Balk (2001) définit l'efficacité d'échelle comme le niveau d'efficacité lorsqu'une firme ne peut plus augmenter son ration output/input i.e. que l'entreprise ne peut produire plus avec une quantité de facteurs de production donnée même par un changement d'échelle de production. Il faut noter que la mesure de l'efficacité d'échelle ne peut s'effectuer que s'il est possible d'identifier des technologies de rendement d'échelle variable et de rendement d'échelle constant. Lorsque la mesure de l'efficacité est Input-Oriented, la mesure de l'efficacité allocative se base sur les coûts de production (Cost efficiency) tandis qu'elle se base sur le revenu (revenue efficiency) quand la mesure de l'efficacité est Output-Oriented.

Manjunatha *et al.* (2013) ont utilisé le terme « profit efficiency » qui englobe les deux approches précédentes par la maximisation du profit.

Selon Ambapour (2001) cité par Juhel 2012, il existe deux grandes approches concurrentes pour mesurer l'efficacité d'une exploitation (ou d'une entreprise), l'approche paramétrique et l'approche non paramétrique. D'après l'auteur, l'approche paramétrique nécessite la spécification d'une forme fonctionnelle que l'on aura à estimer, alors que l'approche non paramétrique ne nécessite que de préciser les propriétés formelles de l'enveloppe qui délimite les unités de décision les plus performantes.

## 2.1. Approche paramétrique

Comme nous venons de le signaler dans le paragraphe ci-dessus, la mesure de l'efficacité d'une entreprise par l'approche paramétrique suppose une connaissance de la forme fonctionnelle de la relation existante entre les produits et les facteurs de production. Selon Coelli *et al.* (2005), les formes fonctionnelles les plus communes dans la littérature sont les formes fonctionnelles : linéaire, Cobb-Douglas, quadratique, quadratique normalisée, translog, Leontief généralisée, l'élasticité de substitution constante (CES).

La plupart des auteurs (Del Corral *et al.*, 2011 ; Manjunatha *et al.*, 2013 ; Kawasaki, 2010 ; Rahman et Rahman, 2008 ; Aigner *et al.*, 1977 ; ...) qui ont utilisé cette approche ont fait usage de la forme fonctionnelle translog qui présente la forme générale suivante :

$$y = \exp \left( \beta_0 + \sum_{n=1}^N \beta_n \ln x_n + \frac{1}{2} \sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^N \beta_{nm} \ln x_n \ln x_m \right)$$

où  $y$  la variable dépendante,  $x_n$  les variables explicatives ou indépendantes et  $\beta_n$  des paramètres à estimer. Tan *et al.* (2010), justifie ce choix par le fait que le translog est une représentation d'une approximation de second-ordre de n'importe quelle vraie forme fonctionnelle. Après linéarisation cette forme fonctionnelle devient :

$$\ln y = \beta_0 + \sum_{n=1}^N \beta_n \ln x_n + \frac{1}{2} \sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^N \beta_{nm} \ln x_n \ln x_m$$

De plus, le translog place moins de restrictions avant l'estimation que les autres formes fonctionnelles telle que le Cobb-Douglas. Par exemple, comparée au Cobb-Douglas, le translog est jugé plus flexible, car le premier impose de sévère restriction sur la technologie de l'entreprise en limitant l'élasticité de production à être constante et l'élasticité de substitution à l'unité (Wilson *et al.* (1998) cités par Manjunatha, 2013). La forme fonctionnelle translog permet aussi de faire des hypothèses sur le changement de technologie qui peut être croissant ou décroissant en fonction du temps, ce qui n'est pas le cas pour les autres formes comme la forme linéaire et la forme fonctionnelle Cobb-Douglas (Coelli *et al.*, 2005). Avec l'introduction d'un trend de temps dans le modèle, ils obtiennent :

$$\ln y = \beta_0 + \theta_1 t + \theta_2 t^2 + \sum \beta_n \ln x_n + \sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^N \beta_{nm} \ln x_n \ln x_m$$

Ainsi, la dérivée par rapport au temps donne :

$$\frac{\partial \ln y}{\partial t} = \theta_1 + 2\theta_2 t$$

Ce ratio correspond au pourcentage de changement en  $y$  dans chaque période, du au changement de technologie qui est différent pour les autres formes fonctionnelles telles que les formes linéaires et Cobb-Douglas<sup>10</sup>.

Selon Aigner *et al.* (1977), la mesure de l'efficacité avec l'approche paramétrique se fait à partir de la détermination d'une frontière stochastique. Cette frontière stochastique peut être déterminée à partir d'un modèle général de forme :

$$y_i = f(x_i; \beta) + \varepsilon_i$$

où  $y_i$  représente l'output de l' $i$ -ième entreprise,  $x_i$  les inputs utilisés par l' $i$ -ième entreprise pour obtenir l'output,  $f$  une forme fonctionnelle (linéaire, Cobb-Douglas, translog, etc.) déterminée par la relation existante entre  $x_i$  et  $y_i$  dépendamment de la technologie utilisée par l'entreprise et  $\varepsilon_i$  un terme d'erreur. Ce dernier comporte deux parties :

$$\varepsilon_i = v_i - u_i$$

Avec les hypothèses que  $v_i$  suit la loi normale centré réduite (identiquement et indépendamment distribué)  $N(0, \sigma_v^2)$ . Et,  $u_i$  est une variable aléatoire non-négatif, inobservable qui capture l'inefficacité, et supposée être distribuée indépendamment de terme d'erreur  $v_i$  (Rahman et Rahman, 2008 ; Manjunatha *et al.*, 2013). Cette inefficacité est donnée sous la forme :

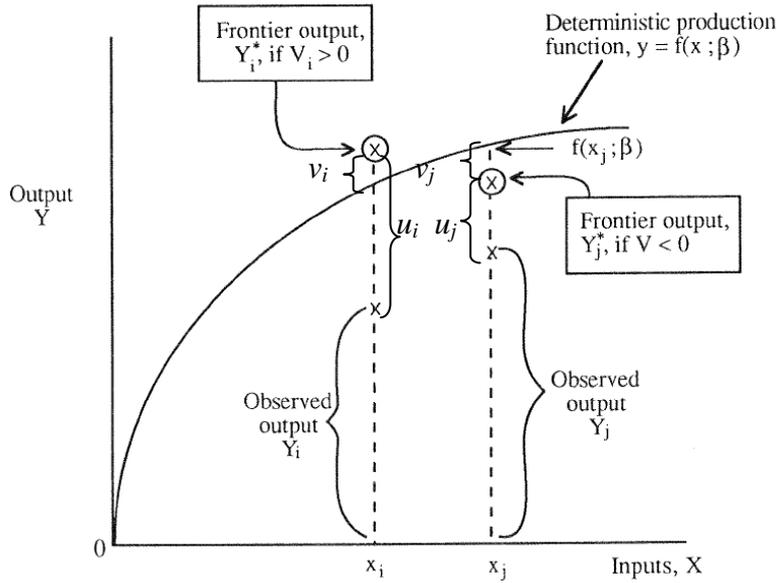
$$u_i = \delta_0 + \sum_{k=1}^k \delta_k z_i + w_i$$

où  $z_i$  représente les variables explicatives de l'inefficacité,  $w_i$  est une erreur aléatoire non observable supposée identiquement et indépendamment distribuée (*i.i.d*) tronquée en  $-\delta z$  avec zéro comme moyenne et de variance  $\sigma_u^2$  et  $\delta$  des paramètres à estimer (Del Coral *et al.*, 2011). La figure 2 suivante nous donne une illustration.

---

<sup>10</sup> Voir Coelli *et al.* « An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis » (2005) pour plus de détails.

**Figure 3 : Fonction de frontière de production stochastique**



Sources : Battese (1991)

Ainsi, l'indice d'efficacité technique pour l'entreprise  $i$  est donnée par le ratio entre la production (output) observé ( $Y_i$ ) et la production (output) maximale faisable ( $Y_i^*$ ) :

$$TE_i = \frac{y_i}{y_i^*} = \frac{f(x_i; \beta) * \exp(v_i - u_i)}{f(x_i; \beta) * \exp(v_i)} = \exp(-u_i)$$

Avec la forme translog nous obtenons:

$$y_i = \underbrace{\exp\left(\beta_0 + \sum_{n=1}^N \beta_n \ln x_{ni} + \sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^N \beta_{nm} \ln x_{ni} \ln x_{mi}\right)}_{\text{Composante déterministe}} * \underbrace{\exp(v_i)}_{\text{aléas}} * \underbrace{\exp(-u_i)}_{\text{inefficacité}}$$

L'efficacité d'échelle est donnée dans ce cas par :

$$SE(x) = \exp\left\{\frac{(1 - \varepsilon(x))^2}{2\beta}\right\}$$

$$\text{Avec : } \varepsilon(x) = \sum_{n=1}^N \left(\beta_n + \sum_{m=1}^N \beta_{nm} \ln x_{mi}\right) \text{ et } \beta = \sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^N \beta_{nm}$$

Où  $x$  est le vecteur composante d'inputs.

## 2.2. Approche non paramétrique

La méthode d'enveloppement des données ou Data Envelopment Analysis (DEA) permet le calcul des coefficients d'efficacité technico-économique sur la base de la distance entre l'unité de décision considérée et les unités de décision efficaces (i.e. celles qui sont situées sur la frontière) possédant le même ratio inputs/outputs. Certains auteurs (Latruffe et Piet, 2013) préfèrent utiliser cette méthode pour sa simplicité d'implémentation. Elle présente l'avantage de pouvoir l'implémenter sans avoir besoin de connaître la forme algébrique de la relation existant entre les produits (outputs) et les facteurs de production (inputs) (Coelli *et al.*, 2005). De ce fait, la méthode DEA est plus simple à implémenter sur l'ordinateur que la méthode paramétrique.

Si Charnes, Cooper et Rhodes (1978) ont été les premiers à proposer un modèle CCR avec l'hypothèse de rendements d'échelle constants, Banker, Charnes et Cooper (1984) ont proposé à leur tour un modèle (BCR) plus générale avec l'hypothèse de rendements d'échelle variables (Cooper *et al.*, 2011). Se basant sur les travaux préliminaires de Farrell (1957), ils ont cherché à résoudre le programme primal :

$$\begin{aligned} & \text{Max}_{u,v} \quad (u'y_i/v'x_i) \\ & \text{Sous contraintes : } u'y_j/v'x_j \leq 1, \quad j=1,2,\dots,I, \\ & \quad \quad \quad u, v \geq 0, \end{aligned}$$

où  $u$  et  $v$  sont des vecteurs colonnes de pondérations respectivement des outputs et des inputs,  $y_i$  un vecteur d'outputs et  $x_i$  un vecteur d'inputs.  $i$  désigne la  $i$ -ème unité de décision et  $j$  la  $j$ -ième unité de décision pour  $j$  allant de un à  $I$ , où  $I$  désigne le nombre d'unités de décision ou d'entreprises. Puisque ce programme contient une infinité de solution, une contrainte supplémentaire est ajoutée pour trouver la forme « multiplier » ainsi connu :

$$\begin{aligned} & \text{Max}_{u,v} \quad (\mu'y_i), \\ & \text{s.c.} \quad v'x_i=1, \\ & \quad \quad \mu'y_j - v'x_j \leq 0, \quad j=1,2,\dots,I, \\ & \quad \quad \mu, v \geq 0 \end{aligned}$$

où  $\mu$  et  $v$  juste pour montrer qu'il s'agit d'un problème de programmation linéaire différent. En utilisant la dualité, il dérive une forme « enveloppe » équivalente. Très succinctement les principales ressemblances et dissemblances entre la méthode CCR et la méthode BCR sont présentées dans le tableau suivant utilisant la dualité.

**Tableau 1 : Synthèse de modèle CCR et BCR**

Méthode	Rendement d'échelle	Programme		Remarques
		<i>Input-Oriented</i>	<i>Output-Oriented</i>	
CCR et BCR	Constant	$\min_{\theta, \lambda} \theta,$ s.c : $-y_i + Y\lambda \geq 0,$ $\theta x_i - X\lambda \geq 0,$ $\lambda \geq 0,$	$\max_{\phi, \lambda} \phi,$ s.c : $-\phi y_i + Y\lambda \geq 0,$ $x_i - X\lambda \geq 0,$ $\lambda \geq 0,$	Où $\lambda$ un vecteur de constante, $\theta$ et $\phi$ des scalaires représentent les scores d'efficacité pour chaque firme.
	Variables	$\min_{\theta, \lambda} \theta,$ s.c : $-y_i + Y\lambda \geq 0,$ $\theta x_i - X\lambda \geq 0,$ $N1' \lambda = 1$ $\lambda \geq 0,$	$\max_{\phi, \lambda} \phi,$ s.c : $-\phi y_i + Y\lambda \geq 0,$ $x_i - X\lambda \geq 0,$ $N1' \lambda = 1$ $\lambda \geq 0,$	$N1' \lambda = 1$ : contrainte de convexité Pour intégrer la possibilité que des firmes peuvent fonctionner sous rendements d'échelle variables.
BCR	Non croissant (NIRS)	$\min_{\theta, \lambda} \theta,$ s.c : $-y_i + Y\lambda \geq 0,$ $\theta x_i - X\lambda \geq 0,$ $N1' \lambda \leq 1$ $\lambda \geq 0,$	$\max_{\phi, \lambda} \phi,$ s.c : $-\phi y_i + Y\lambda \geq 0,$ $x_i - X\lambda \geq 0,$ $N1' \lambda \leq 1$ $\lambda \geq 0,$	La forme non-increasing returns to scale (NIRS) est obtenue en remplaçant $N1' \lambda = 1$ par $N1' \lambda \leq 1$ .

Sources : Seiford et Thrall (1990) et Coelli (1996)

Sous hypothèse de rendement d'échelle variable, pour déterminer l'efficacité allocative, Coelli *et al.* (2005) proposent de procéder soit par un programme de minimisation de coût soit par un programme de maximisation de revenu. Un résumé est donné dans le tableau ci-après.

**Tableau 2 : Méthode d'estimation de l'efficacité allocative**

Méthode	Programme	Efficacité	
		Coût (CE) ou revenu (RE)	Allocative (AE)
<i>minimisation de coût</i>	$\text{Min } \lambda, x_i^* w_i x_i^*$ s.c : $- y_i + Y\lambda \geq 0,$ $\theta x_i^* - X\lambda \geq 0,$ $I1' \lambda = 1$ $\lambda \geq 0,$	$CE = w_i' x_i^* / w_i' x_i$	$AE = CE/TE$
<i>maximisation de revenu</i>	$\text{Max } \lambda, y_i^* p_i q_i^*$ s.c : $- y_i^* + Y\lambda \geq 0,$ $\theta x_i^* - X\lambda \geq 0,$ $N1' \lambda = 1$ $\lambda \geq 0,$	$RE = p_i' q_i^* / p_i' q_i$	$AE = RE/TE$

Sources : Coelli et al. (2005)

avec  $w_i$  et  $p_i$  respectivement des vecteur de prix des inputs et des outputs pour l' $i$ -ième entreprise et  $x_i^*$  et  $y_i^*$  (qui est calculée par la programmation linéaire) sont respectivement le vecteur de quantité de facteurs de production minimisant les coûts et de quantité de produits maximisant le revenu pour l' $i$ -ième entreprise étant donné les prix  $w_i$  et  $p_i$  le niveau de production  $y_i$  et de facteurs de production  $x_i$ .

### 3. Bibliographie

- Aigner, D., Lovell C. A. K. and Schmidt, P. (1977). Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models. *Journal of Econometrics* 6:21-37.
- Balk, B. M. (2001). Scale efficiency and productivity change. *Journal of Productivity Analysis* 15:159–183.
- Banker, R. D., Charnes, A. and Cooper, W. W. (1984). Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. *Management science* 0025-1909/84/3009.
- Battese, G. E. (1991). Frontier Production Functions and Technical Efficiency: a survey of empirical applications in agricultural economics. *University of New England, Dept. of Econometrics*.
- Charnes, A., Cooper, W. W. and Rhodes E. (1978). Measuring the efficiency of decision making unit. *European Journal of Operational research* 2:429-444.

- Coelli, T. J. (1996). A guide to DEAP version 2.1: A Data Envelopment Analysis (computer) program. *CEPA working paper 96/06*.
- Coelli, T. J., Rao, D.S.P., O'Donnell, C. J. and Battese G.E. (2005). An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis, *second Edition*. Springer Science 2005042642.
- Colson, F., Chatellier, V. and Ulmann, L. (1995). Réforme de la PAC et répartition des paiements directs aux exploitations agricoles. *Économie rurale* 227: 11–20.
- Cooper, W.W., Seiford, L.M. and Zhu, J. (2011). Data Envelopment Analysis: History, models, and interpretations. *Springer*.
- Del Corral, J., Perez, J.A. and Roibas D. (2011). The impact of land fragmentation on milk production. *Journal of Dairy Science* 94:517-525.
- Färe, R., Knox Lovell, C.A. (1978). Measuring the Technical Efficiency of Production. *Journal of Economic Theory* 25:453–454.
- Farrell, M.J. (1957). The Measurement of Productive Efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society* 120:253-290.
- Juhel, H. (2012). Morcellement du parcellaire et performance des exploitations agricoles : une application à la Bretagne. INRA.
- Kawasaki, K. (2010). The costs and benefits of land fragmentation of rice farms in Japan. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics* 54: 509-526.
- Latruffe, L. and Piet, L. (2013). Does land fragmentation affect farm performance? A French Breton case study. *Factor Markets Working Paper No 40*.
- Manjunatha, A., Anik, A. R., Speelman, S. and Nuppenau E. (2013). Impact of land fragmentation, farm size, land ownership and crop diversity on profit and efficiency of irrigated farms in India. *Land Use Policy* 31:397-405.
- Rahman, S., and Rahman M. (2009). Impact of land fragmentation and resource ownership on productivity and efficiency: The case of rice producers in Bangladesh. *Land Use Policy* 26:95-103.
- Seiford, L. M., Thrall, R.M. (1990). Recent Developments in DEA: the mathematical programming approach to frontier analysis. *Journal of econometrics* 46 :7–38.
- Tan, S., Heerink, N., Kuyvenhoven, A. and Qu, F. (2010). Impact of land fragmentation on rice producers' technical efficiency in South-East China. *NJAS - Wageningen Journal of Life Sciences* 57:117-123.

## Annexe II : Résultats des tris

Département			Commune	Statut juridique			Classe d'âge		
idem	RICA	RPG		idem	RICA	RPG	idem	RICA	RPG
22	114	7942	3819	1	43	1030	1	10	66
							2	15	136
							3	18	235
				2	32	269		269	
				3	35	486		486	
4	4	10		10					
29	127	6149	3910	1	48	1030	1	14	67
							2	18	170
							3	16	160
				2	28	234		234	
				3	42	667		667	
				4	7	15		15	
5	1	1		1					
9	1	1		1					
35	110	8653	4720	1	49	1433	1	8	58
							2	23	246
							3	15	183
							4	3	7
				2	21	228		228	
3	35	560		560					
4	5	10		10					
56	118	6298	3542	1	55	1320	1	9	60
							2	31	311
							3	13	208
							4	1	1
				2	27	241		241	
				3	28	313		313	
4	4	20		20					
5	1	1		1					
<b>Total</b>	<b>469</b>	<b>29042</b>	<b>15991</b>		<b>466</b>	<b>7869</b>		<b>194</b>	<b>4964</b>

Source : calculs de l'auteur (base de données RICA et RPG)

Dans le tableau ci-dessus, les codes 1, 2, 3, 4, sont mis respectivement pour le statut juridique individuel, GAEC (groupement agricole d'exploitation en commun), EARL (exploitation agricole à responsabilité limitée), SCEA (sociétés civiles d'exploitation agricole). 5 représentent SA (société anonyme), SARL (société agricole à responsabilité limitée) et EURL (entreprise unipersonnelle à responsabilité limitée). Toutes les autres formes de statut juridique des exploitations agricoles sont regroupées sous le code 9. La classe d'âge 1 correspond aux exploitants de 40 ans au moins, la classe 2 pour ceux âgés entre 40 et 50 ans, la classe 3 entre 50 et 60 ans et la classe 4 pour les 60 ans au moins.

## Annexe III : La méthode de matching par score de propension

### 1. Définition

Le matching est une approche très populaire largement utilisée dans diverses branches d'études telles que la médecine, l'économie, les statistiques, l'agriculture, etc. (Abadie et Imbens, 2006 ; Dehejia et Wahba, 2002 ; Goussé *et al.*, 2010 ; Baier et Bergstrand, 2009). Il est défini comme étant une technique statistique qui permet d'analyser l'impact d'un facteur sur un groupe d'observations exposé au facteur, par rapport à un autre groupe d'observations de contrôle, quand l'un des échantillons est caractérisé par l'auto-sélection (SAMRT-INRA, 2011). En d'autres termes, il consiste à apparier un individu d'un groupe dit « traité » à un ou plusieurs individus d'un groupe dit « de contrôle » qui lui sont le plus possible similaires selon certaines caractéristiques observées dans les deux groupes. Selon Goussé *et al.* (2010), le but du matching est de construire un groupe de contrôle (ou contrefactuel) comparable au groupe de traité afin de permettre une estimation non biaisée de l'effet de traitement sur les traités, en éliminant les biais de sélection. Dans la littérature, le matching est le plus souvent utilisé pour déterminer l'effet d'un traitement en utilisant un groupe dit « traité » et un groupe dit « de contrôle ». A la base, ces groupes doivent être semblables suivant certaines variables (caractéristiques observées). C'est dans ce contexte que le matching permet de réduire les biais d'auto-sélection dans l'effet de traitement estimé dans les études observationnelles (Rubin, 1973, 1976).

### 2. Méthodes

Il existe plusieurs méthodes de matching qui peuvent se regrouper en méthodes de matching univariées (Nearest available matching, Mean matching, ...) et en méthodes de matching multivariées (Rubin, 1976). Ce qui différencie, principalement les méthodes de matching sont : les statistiques utilisées pour comparer deux unités et les mesures de la distance adoptées pour évaluer la ressemblance ou dissemblance entre deux individus par rapport à la statistique choisie (SAMRT-INRA-, 2011). Les méthodes de matching multivariées sont les couramment utilisées de telle sorte que Goussé *et al.* (2010) soulignent que le matching ne présente d'intérêt que si l'on dispose suffisamment de variables de conditionnement qui rendent compte de l'hétérogénéité des individus. La méthode de matching repose sur deux hypothèses fondamentales, à savoir la condition d'indépendance conditionnellement aux observables ou CIA<sup>11</sup> et la condition de support commun (overlap) (Goussé *et al.*, 2010). Selon Coliando et Kopeinig (2008), la première hypothèse (CIA) notée  $\{Y_0, Y_1 \perp T\} | X$  stipule qu'avec une série de variables observables ( $X$ ) non affectées par le traitement, les résultats potentiels sont indépendants de l'affectation de traitement. La deuxième hypothèse (overlap) notée  $0 < P(T=1 | X) < 1$  stipule que des individus avec les mêmes valeurs pour les variables ( $X$ ) ont une probabilité positive d'être traité et non. Elle écarte ainsi le phénomène de prédiction parfaite. Si les deux hypothèses sont vérifiées on dit que l'affectation du traitement est fortement négligeable par rapport aux variables (*strongly ignorable treatment*) (Rosenbaum et Rubin, 1983).

---

<sup>11</sup> Du thème anglais Condition Independence Assumption

## 4. Le score de score de propension

Selon SAMRT-INRA (2011), le rôle du matching (multivariés) serait de combiner de façon exacte les variables entre les deux groupes de telle sorte que pour chaque individu appartenant au groupe de traités correspond un ou plusieurs individus (jumeaux) du groupe de contrôle. Dans certains cas, les caractéristiques communes peuvent être très nombreuses et rendent ainsi, très fastidieux et difficile, le processus de matching (Dehejia et Wahba, 2002). Pour éviter ce problème, on cherche à déterminer une variable unique combinant toutes les variables par une fonction de celles-ci. Cette fonction dépend bien entendu de la distribution des variables et la valeur déduite représente l'ensemble de ces variables. Plus généralement, la valeur de cette variable est appelée « balancing score » noté par Dawid's (1979) cité par Rosenbaum et Rubin (1983) :

$$x \perp T \mid b(x)$$

où  $x$  sont les caractéristiques de l'individu indépendantes du traitement  $T$  sachant le balancing score  $b(x)$  qui est une fonction des  $x$ . En effet, le score de propension « propensity score » introduit pour la première fois par Rosenbaum et Rubin (1983) est un « balancing score » particulier<sup>12</sup> noté :

$$e(x) = Pr(T = 1 \mid x)$$

Le score de propension  $e(x)$  est donc défini comme étant la probabilité de recevoir un traitement particulier  $T$  compte tenu des différentes caractéristiques (vecteurs des variables  $x$ ) observées. La plupart des études (Dehejia et Wahba, 2002 ; Baier et Bergstrand, 2009 ; Goussé *et al.*, 2010 ; SAMRT-INRA, 2011,) ont utilisé le score de propension comme estimateur de matching. Le matching ou appariement sur score de propension combine deux groupes d'individus ayant différentes valeurs pour les variables (ou caractéristiques) communes mais pour lesquels les score de propension sont les mêmes ou sont les plus proches (Smith et Todd, 2005). Il existe d'autres méthodes de matching multivariées mais celle utilisant le score de propension reste un outil très important (Dehejia et Wahba, 2005) et demeure une des méthodes la plus utilisée dans la littérature.

## 5. Processus de Matching

Dans un procédé de matching par score de propension, après avoir défini les deux groupes (traités et de contrôle) bien entendu, la première étape est de déterminer le score de propension (Dehejia et Wahba, 2002). Pour ce faire, selon Coliendo et Kopeinig (2008), deux choix doivent être réalisés : le choix du modèle de spécification à utiliser pour l'estimation du score de propension et le choix des variables à inclure dans ce modèle. Le score de propension peut être déterminé par différents modèles de choix discret. Toutefois, il est préférable d'utiliser un modèle logit ou probit comparativement aux modèles de probabilité linéaire vu certaines lacunes que présentent ces derniers spécialement en ce qui concerne l'improbabilité des formes fonctionnelles<sup>13</sup>. De plus, dans le cas d'un traitement binaires (deux choix), le modèle logistique (logit) est beaucoup plus intéressant tandis que pour un traitement multiple le modèle probit est préférable. Pour éviter d'avoir trop de variables et la présence de variables non significatives dans le modèle, il est important de bien choisir les variables à

<sup>12</sup> On l'appelle « coarsest function of  $x$  » qui est un « balancing score » (Rosenbaum et Rubin, 1983)

<sup>13</sup> Voir Smith (1997) cité par Coliendo et Kopeinig 2008 pour plus de détails.

inclure (Byrson *et al.*, 2002 cités par Coliando et Kopeinig, 2008). Seules les variables qui influencent simultanément la décision de participation (le traitement) et le résultat devraient être incluses (Rosenbaum et Rubin, 1983 ; Coliando et Kopeinig, 2008). Strictement, les variables influencées par le résultat doivent être exclues. En réalité, le choix final des variables doit se baser sur des théories économiques et des connaissances sur des travaux de recherches (empiriques) déjà réalisés et des institutions qui ont fourni les données (Smith et Todd, 2005). Cependant, s'il existe des doutes sur ces précisions, il est conseillé de laisser toutes les variables dans le modèle et d'utiliser certaines méthodes ou tests statistiques<sup>14</sup> (hit or miss method, statistical significance, leave-one-out cross-validation, overweighting some variables, etc.) pour leur validation. Certains tests tels que celui de la propriété de score équilibrant ou un Shi2 conditionnement à  $P(x)$  (Goussé *et al.*, 2010), le test de Dehejia et Wahba (2002) sont aussi utilisés pour vérifier la bonne spécification du modèle et la validité du score de propension pour l'appariement.

## 6. Algorithmes de matching

Une fois le modèle spécifié et le score de propension déterminé, différents algorithmes peuvent être utilisés pour réaliser le matching. Qu'il s'agit de la méthode du plus proche voisin, de la méthode Radius and Caliper, de la méthode de Kernel, de la méthode log linear pour ne citer que celles-là, toutes les méthodes (algorithmes) de matching peuvent conduire aux mêmes résultats (Smith, 2000 cité par Coliando et Kopeinig, 2008). Le choix d'un algorithme dépend énormément de la structure des données en question et doit faire l'objet d'un consensus (trade-off) entre biais et variance (Dehejia et Wahba, 2002). Ce choix devient encore plus difficile lorsque le groupe des traités est très différents du groupe de contrôle. Alors, il est important d'essayer plusieurs méthodes et de retenir celle qui donne la meilleure précision (Coliando et Kopeinig, 2008) ou dans certains cas celle qui permet de retenir le plus grand nombre d'observation de l'échantillon des traités. L'algorithme le plus simple et le plus utilisé dans la littérature est le plus proche voisin « nearest neighbour » (Goussé *et al.*, 2010 ; SAMRT- INRA, 2011). Il existe plusieurs variantes de cette méthode (multiple voisin ou un seul voisin, avec caliper ou sans caliper, avec remplacement ou sans remplacement) et le choix<sup>15</sup> dépend toujours de la structure des données surtout de la taille de l'échantillon dans ce cas.

Après avoir fait le choix de l'algorithme de matching, il est important de vérifier d'une part les deux hypothèses du score de propension à savoir l'hypothèse de l'indépendance conditionnelle aux observables et celle du support commun (overlap) et d'évaluer la qualité du matching d'autre part. La vérification de ces hypothèses est importante car une violation de celles-ci surtout de celle du support commun est une source majeure de biais dans l'estimation de l'effet de traitement selon Coliando et Kopeinig (2008). Les méthodes « Minima and Maxima » et « Trimming » pour déterminer le support commun (Smith et Todd, 2004) sont utilisées à cet effet. Pour l'évaluation de la qualité du matching plusieurs tests peuvent être réalisés tels que les biais standardisés, la significativité conjointe et Pseudo- $R^2$  (Coliando et Kopeinig, 2008), le test de stratification (Dehejia et Wahba, 2002), pour ne citer que ceux-là. La dernière étape du procédé de matching consiste à calculer l'effet du

---

<sup>14</sup> Voir Coliando et Kopeinig 2008 pour plus de détails.

<sup>15</sup> Pour l'implémentation des diverses méthodes de matching (algorithmes) voir Coliando et Kopeinig, 2008 et Goussé et al, 2010 pour plus de détails.

traitement tandis qu'on prendra soin de faire une analyse de sensibilité. Plusieurs tests<sup>16</sup> sont aussi utilisés à cet effet.

## 7. Implémentation

Le matching est implémenté en pratique par l'utilisation de plusieurs logiciels tels que R et Stata. Becker et Ichino (2002) ont développé un programme permettant de déterminer le score de propension (*pscore*) et l'effet de traitement pour différentes méthodes de matching. Leuven et Sianesi (2003) cités par Coliendo et Kopeinig, (2008) ont introduit le programme *psmatch2* permettant de réaliser les mêmes calculs que les précédents incluant certaines commandes pour réaliser des graphes (*psgraph*) et des tests (*pstest*) sur le score de propension. Abadie *et al.* (2004) ont développé le programme *nnmatch* pour l'implémentation du matching en utilisation du logiciel Stata. Celui-ci permet de calculer l'effet de traitement sans avoir à déterminer le score de propension au préalable. Plus récemment, Sekhon (2011) a facilité l'implémentation du matching sur R avec un nouveau package permettant non seulement de déterminer le score de propension mais aussi de faire certains tests directement. Pour ce faire, la commande *gml* est utilisée pour déterminer le score de propension et *Matchbalance* avec beaucoup d'option pour réaliser les tests.

## 8. Importance

En effet, le matching est une technique très intéressante utilisée pour l'étude des effets de traitement. Dans notre étude, l'une des premières étapes consiste à repérer les exploitations agricoles d'une base de données (RICA) parmi celles d'une autre base (RPG) ou celles qui sont les plus semblables. Pour ce faire, la méthode de matching peut se révéler très utile surtout en ce qui concerne le score de propension. Ce dernier permettra de réduire un ensemble de caractéristiques communes aux deux bases sur une seule variable qui pourra être utilisée comme variable d'appariement (ou de matching) des exploitations agricoles. Il peut être ajouté aussi à d'autres variables importantes pour réaliser l'appariement. Si dans la littérature le but ultime du matching est de déterminer l'effet d'un traitement par l'utilisation d'un groupe de contrôle, dans notre travail il sera utilisé que pour faire l'appariement des exploitations agricoles.

---

<sup>16</sup> Voir Coliendo et Kopeinig, 2008

## 9. Bibliographie

- Abadie, A., Drukker, D., Herr, J.L., Imbens, G.W., (2004). Implementing matching estimators for average treatment effects in Stata. *The Stata journal* 4:290–311.
- Abadie, A., Imbens, G.W., (2006). On the failure of the bootstrap for matching estimators. *Technical Working Paper Series* 325.
- Baier, S.L., Bergstrand, J.H., (2009). Estimating the effects of free trade agreements on international trade flows using matching econometrics. *Journal of International Economics* 77:63–76.
- Becker, S.O., Ichino, A., (2002). Estimation of average treatment effects based on propensity scores. *The Stata Journal* 2:358–377.
- Caliendo, M., Kopeinig, S., (2008). Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. *Journal of Economic Surveys* 22:31–72.
- Dehejia, R., (2005). Practical propensity score matching: a reply to Smith and Todd. *Journal of Econometrics* 125:355–364.
- Dehejia, R.H., Wahba, S., (2002). Propensity score-matching methods for nonexperimental causal studies. *Review of Economics and statistics* 84:151–161.
- Goussé, M., Murard, E., Naouas A., Silavong., (2010). Les estimateurs de matching : une alternative à l'expérimentation aléatoire? *ENSAE ParisTech*.
- Rosenbaum, P. R., Rubin D. B., (1983). The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. *Biometrika* 70:41-55.
- Rubin D. B., (1973). Matching to remove bias in observational studies. *Biometrics* 29:159-183.
- Rubin D. B., (1976). Multivariate matching methods that are equal percent bias reducing, I : Some examples. *Biometrics* 32:109-120.
- Seklon, J. S., (2011). Multivariate and Propensity Score Matching Software with Automated Balance Optimization: The Matching Package for R. *Journal of Statistical Software* 42:1-52.
- SMART-INRA, (2011). La validation des indicateurs environnementaux de l'échantillon RICA grâce à l'échantillon EDEN à travers le matching.
- Smith, A. J., Todd, P., (2005). Does matching overcome LaLonde's critique of nonexperimental estimators? *Journal of Econometrics* 125:305–353.

## Annexe IV : Statistiques descriptives des variables utilisées pour l'estimation du score de propension et distribution des scores

### A. Statistiques descriptives des variables

- *Bases de données du RICA*

<b>Variabes</b>	<b>Observations</b>	<b>Moyenne</b>	<b>Ecart-type</b>	<b>Min</b>	<b>Max</b>
Surface en blé	466	12,04	14,17	0	111,5
Surface en blé		2,23	4,15	0	25,7
Surface en blé		1,94	3,87	0	35
Surface en blé		1,01	2,64	0	18,3

Sources : RICA, 2007

- *Bases de données RPG*

<b>Variabes</b>	<b>Observations</b>	<b>Moyenne</b>	<b>Ecart-type</b>	<b>Min</b>	<b>Max</b>
Surface en blé	6147	10,76	11,46	0	96,08
Surface en blé		2,69	4,82	0	64,43
Surface en blé		0,98	2,59	0	33
Surface en blé		4,14	7,49	0	132,42

Source : RPG, 2007

### B. Distribution score de propension

- *Côtes-d'Armor*

<b>Groupe</b>	<b>Score</b>	<b>Observations RICA</b>	<b>Observations RPG</b>
1	0,0017	26	4914
2	0,0125	31	1533
3	0,025	33	968
4	0,05	15	201
5	0,1	6	42
6	0,2	2	5
7	0,4	1	0

Source : RICA et RPG, 2007

- *Finistère*

<b>Groupe</b>	<b>Score</b>	<b>Observations RICA</b>	<b>Observations RPG</b>
1	0,0001	7	3062
2	0,0125	4	274
3	0,025	54	1331
4	0,05	25	440
5	0,075	18	111
6	0,1	11	91
7	0,2	8	23

Source : RICA et RPG, 2007

- *Ille-et-Vilaine*

<b>Groupe</b>	<b>Score</b>	<b>Observations RICA</b>	<b>Observations RPG</b>
1	0,0044	71	6178
2	0,025	28	778
3	0,05	8	140
4	0,1	3	12

Source : RICA et RPG, 2007

- *Morbihan*

<b>Groupe</b>	<b>Score</b>	<b>Observations RICA</b>	<b>Observations RPG</b>
1	0	47	3833
2	0,025	19	734
3	0,0375	28	298
4	0,05	17	295
5	0,1	4	40
6	0,2	1	4
7	0,4	0	1

Source : RICA et RPG, 2007

## Annexe V : Résultats des estimations économétriques

### A. Modèle d'efficacité technique

- Echantillon 1

Linear regression

Number of obs = 118  
 F( 27, 90) = 9.70  
 Prob > F = 0.0000  
 R-squared = 0.5469  
 Root MSE = .13739

	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
tkeff_output						
nplot	.0009697	.0028868	0.34	0.738	-.0047655	.0067048
aform	1.22885	3.28845	0.37	0.710	-5.30423	7.76193
janus	-.0885229	.1813939	-0.49	0.627	-.4488934	.2718477
avdha	-.0000183	.0000118	-1.55	0.124	-.0000417	5.12e-06
nannd	.0113834	.0149491	0.76	0.448	-.0183156	.0410824
shins	-.0712425	.0765533	-0.93	0.355	-.2233289	.080844
sauti	.0012075	.0008462	1.43	0.157	-.0004735	.0028886
AGE	-.018256	.0334406	-0.55	0.586	-.0846916	.0481795
large	.053319	.0386412	1.38	0.171	-.0234485	.1300866
indiv	.0310341	.0507061	0.61	0.542	-.0697025	.1317706
rentd	.0011203	.0006571	1.71	0.092	-.0001851	.0024257
hired	.0029588	.0013298	2.23	0.029	.000317	.0056006
subex_ha	.0000121	.0000217	0.56	0.577	-.000031	.0000553
zenvi	(omitted)					
k2lab	2.35e-07	1.52e-07	1.55	0.125	-6.65e-08	5.37e-07
shveg	-.1147674	.1819146	-0.63	0.530	-.4761726	.2466377
gotex						
1	.1987696	.2215826	0.90	0.372	-.2414428	.638982
3	.1795929	.0993467	1.81	0.074	-.0177766	.3769623
4	.2686631	.0739996	3.63	0.000	.1216499	.4156762
5	.2986572	.103128	2.90	0.005	.0937754	.503539
nplotXGotex						
1	-.008081	.0091768	-0.88	0.381	-.0263124	.0101504
3	-.0053012	.004543	-1.17	0.246	-.0143267	.0037243
4	-.0066881	.0034469	-1.94	0.055	-.0135361	.0001598
5	-.0053295	.0032152	-1.66	0.101	-.0117171	.001058
.shvegXgotex5						
	-.3618761	.2711257	-1.33	0.185	-.9005145	.1767624
nbjgel	-.0051451	.0047749	-1.08	0.284	-.0146314	.0043411
ceccm	-.0067809	.0097517	-0.70	0.489	-.0261544	.0125926
dupheau	-.0394363	.0476985	-0.83	0.411	-.1341976	.055325
_cons	.4552483	.2644889	1.72	0.089	-.070205	.9807016

Source: RICA et RPG, 2007

- Echantillon 2

Linear regression

Number of obs = 465  
 F( 30, 434) = 16.16  
 Prob > F = 0.0000  
 R-squared = 0.4212  
 Root MSE = .14455

	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
tkeff_output						
nplot	.0026659	.0013165	2.03	0.043	.0000784	.0052534
aform	.7336873	1.473987	0.50	0.619	-2.163353	3.630727
janus	.0828256	.0959112	0.86	0.388	-.1056825	.2713337
avdha	4.09e-07	2.12e-06	0.19	0.847	-3.76e-06	4.58e-06
nannd	.0063332	.0044445	1.42	0.155	-.0024023	.0150686
shins	-.0301236	.0414715	-0.73	0.468	-.1116336	.0513863
sauti	-.0002024	.0002243	-0.90	0.368	-.0006433	.0002386
AGE	.0164802	.015181	1.09	0.278	-.0133572	.0463176
large	.0547736	.0201361	2.72	0.007	.0151973	.09435
indiv	-.033839	.0221448	-1.53	0.127	-.0773633	.0096853
rentd	.0007348	.0003469	2.12	0.035	.0000531	.0014166
hired	.0008494	.0003798	2.24	0.026	.0001028	.0015959
subex_ha	9.88e-06	4.92e-06	2.01	0.045	2.15e-07	.0000195
zenvi	.0434049	.0356576	1.22	0.224	-.0266782	.1134879
k2lab	2.89e-07	9.52e-08	3.03	0.003	1.02e-07	4.76e-07
shveg	.0216713	.0856139	0.25	0.800	-.1465981	.1899408
gotex						
1	.0801924	.0861176	0.93	0.352	-.0890671	.2494518
3	.0697207	.0359602	1.94	0.053	-.000957	.1403985
4	.2032986	.0351077	5.79	0.000	.1342963	.2723008
5	.2652604	.066246	4.00	0.000	.1350575	.3954633
6	.2216602	.1090228	2.03	0.043	.0073819	.4359385
nplotXgotex						
1	-.00067	.0023147	-0.29	0.772	-.0052193	.0038793
3	-.0031014	.0017505	-1.77	0.077	-.0065419	.0003392
4	-.002421	.0018392	-1.32	0.189	-.0060358	.0011939
5	-.0043483	.0023236	-1.87	0.062	-.0089153	.0002186
6	-.0021166	.0032626	-0.65	0.517	-.0085291	.0042958
shvegXgotex5						
	-.4523505	.1489203	-3.04	0.003	-.7450452	-.1596558
nbgjel	-.0032412	.0015763	-2.06	0.040	-.0063394	-.000143
ceccm	-.0032752	.0042159	-0.78	0.438	-.0115613	.0050109
dupheau	.0542304	.0264084	2.05	0.041	.0023262	.1061346
_cons	.3205098	.1023321	3.13	0.002	.1193818	.5216379

Source: RICA et RPG, 2007

- Echantillon 3

Linear regression

Number of obs = 465  
 F( 30, 434) = 17.86  
 Prob > F = 0.0000  
 R-squared = 0.4171  
 Root MSE = .14507

	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
tkeff_output						
moy_pond_nplot	.002889	.0022622	1.28	0.202	-.0015572	.0073351
moy_pond_aform	-.600314	.9181766	-0.65	0.514	-2.40494	1.204312
moy_pond_janus	-.0284724	.1341137	-0.21	0.832	-.2920656	.2351207
moy_pond_avdha	-1.61e-06	3.71e-06	-0.43	0.664	-8.89e-06	5.67e-06
moy_pond_nannd	.0114514	.0062851	1.82	0.069	-.0009016	.0238044
moy_pond_shins	.069361	.0774246	0.90	0.371	-.0828128	.2215349
sauti	-.000266	.0002151	-1.24	0.217	-.0006888	.0001569
AGE	.0141221	.0156358	0.90	0.367	-.0166092	.0448534
large	.0532373	.0196274	2.71	0.007	.0146607	.0918138
indiv	-.0332726	.0227487	-1.46	0.144	-.077984	.0114388
rentd	.0007982	.0003459	2.31	0.022	.0001183	.001478
hired	.0010272	.0003817	2.69	0.007	.000277	.0017774
subex_ha	9.07e-06	4.56e-06	1.99	0.047	1.12e-07	.000018
zenvi	.0446423	.0368956	1.21	0.227	-.0278739	.1171585
k2lab	3.02e-07	9.67e-08	3.13	0.002	1.12e-07	4.92e-07
shveg	.0391484	.0847557	0.46	0.644	-.1274343	.2057312
gotex						
1	.086968	.0786157	1.11	0.269	-.0675469	.2414829
3	-.0047635	.0367436	-0.13	0.897	-.0769809	.067454
4	.163473	.0336083	4.86	0.000	.0974178	.2295282
5	.2266813	.0519565	4.36	0.000	.1245637	.3287988
6	.2077337	.1111771	1.87	0.062	-.0107789	.4262463
Moy_pond_nplotXgotex						
1	-.0051148	.0051921	-0.99	0.325	-.0153195	.00509
3	.0034455	.0047292	0.73	0.467	-.0058495	.0127405
4	-.0004199	.0044174	-0.10	0.924	-.009102	.0082623
5	-.0077973	.0051336	-1.52	0.130	-.0178872	.0022926
6	-.0068052	.008985	-0.76	0.449	-.0244646	.0108543
shvegXgotex5						
	-.4254336	.1481573	-2.87	0.004	-.7166286	-.1342386
nbjgel	-.0035332	.0016315	-2.17	0.031	-.0067399	-.0003266
ceccm	-.0018932	.0045195	-0.42	0.676	-.010776	.0069897
dupheau	.0493452	.026022	1.90	0.059	-.0017996	.10049
_cons	.403135	.0664313	6.07	0.000	.2725679	.5337021

Source: RICA et RPG, 2007

## B. Modèle d'efficacité technique pure

- Echantillon 1

Linear regression

Number of obs = 118  
 F( 27, 90) = 6.87  
 Prob > F = 0.0000  
 R-squared = 0.4197  
 Root MSE = .15018

	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
pteff_output						
nplot	.0047549	.0030592	1.55	0.124	-.0013227	.0108325
aform	2.89853	4.204144	0.69	0.492	-5.453737	11.2508
janus	.4941671	.2236657	2.21	0.030	.0498161	.9385182
avdha	-.0000241	.0000116	-2.08	0.040	-.0000472	-1.08e-06
nannd	-.0070936	.0145889	-0.49	0.628	-.036077	.0218897
shins	-.0682655	.0754528	-0.90	0.368	-.2181657	.0816348
sauti	.0008082	.0007629	1.06	0.292	-.0007075	.0023239
AGE	.0059715	.0337244	0.18	0.860	-.0610279	.072971
large	.010911	.0406015	0.27	0.789	-.0697511	.091573
indiv	.0877147	.0553179	1.59	0.116	-.022184	.1976134
rentd	.0012068	.0008602	1.40	0.164	-.0005022	.0029158
hired	.0024548	.0012018	2.04	0.044	.0000673	.0048423
subex_ha	-.0000186	.000021	-0.89	0.377	-.0000603	.0000231
zenvi	(omitted)					
k2lab	4.30e-07	1.72e-07	2.49	0.014	8.77e-08	7.73e-07
shveg	-.0008869	.1928474	-0.00	0.996	-.384012	.3822381
gotex						
1	.1593765	.2535347	0.63	0.531	-.3443145	.6630674
3	.1849595	.0794131	2.33	0.022	.0271915	.3427275
4	.2290141	.0892932	2.56	0.012	.0516176	.4064105
5	.2810455	.0993863	2.83	0.006	.0835973	.4784936
nplotXgotex						
1	-.00666	.0112416	-0.59	0.555	-.0289933	.0156734
3	-.0047399	.0029743	-1.59	0.115	-.0106488	.0011691
4	-.0042445	.0040387	-1.05	0.296	-.012268	.003779
5	-.006408	.0034072	-1.88	0.063	-.0131771	.000361
shvegXgotex5						
	-.2652669	.31086	-0.85	0.396	-.8828444	.3523107
nbgjel	-.001787	.0045274	-0.39	0.694	-.0107815	.0072075
cecm	-.0028154	.0109254	-0.26	0.797	-.0245207	.0188899
dupbeau	-.0242324	.0496089	-0.49	0.626	-.1227892	.0743244
_cons	.0934306	.2891651	0.32	0.747	-.4810463	.6679074

Source: RICA et RPG, 2007

- Echantillon 2

Linear regression

Number of obs = 465  
 F( 30, 434) = 13.09  
 Prob > F = 0.0000  
 R-squared = 0.3159  
 Root MSE = .16381

	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
pteff_output						
nplot	.0025014	.0018194	1.37	0.170	-.0010744	.0060773
aform	2.411099	1.950807	1.24	0.217	-1.423104	6.245302
janus	.2511141	.1312853	1.91	0.056	-.0069199	.5091481
avdha	-1.63e-07	2.55e-06	-0.06	0.949	-5.18e-06	4.85e-06
nannd	-.0002395	.0046949	-0.05	0.959	-.009467	.008988
shins	-.0431371	.0444054	-0.97	0.332	-.1304135	.0441392
sauti	-.0001974	.0003222	-0.61	0.540	-.0008307	.0004358
AGE	.0327338	.0176322	1.86	0.064	-.0019213	.0673889
large	.0127313	.0226751	0.56	0.575	-.0318353	.0572978
indiv	-.0093283	.0225661	-0.41	0.680	-.0536807	.035024
rentd	.0004015	.0003699	1.09	0.278	-.0003256	.0011285
hired	.0003662	.0003889	0.94	0.347	-.0003983	.0011306
subex_ha	1.43e-06	3.67e-06	0.39	0.697	-5.78e-06	8.64e-06
zenvi	.1160334	.0394835	2.94	0.003	.0384307	.1936361
k2lab	4.18e-07	1.13e-07	3.71	0.000	1.97e-07	6.40e-07
shveg	.0542556	.088026	0.62	0.538	-.1187547	.2272659
gotex						
1	.0914226	.0927636	0.99	0.325	-.0908991	.2737443
3	.0744114	.0459066	1.62	0.106	-.0158156	.1646384
4	.1958192	.0434249	4.51	0.000	.1104698	.2811685
5	.2061327	.0791368	2.60	0.010	.0505936	.3616717
6	.2869434	.1076199	2.67	0.008	.0754224	.4984644
nplotXgotex						
1	-.0010322	.0028371	-0.36	0.716	-.0066083	.0045439
3	-.0025356	.0021753	-1.17	0.244	-.006811	.0017398
4	-.0013875	.0021572	-0.64	0.520	-.0056273	.0028524
5	-.0033068	.002678	-1.23	0.218	-.0085703	.0019566
6	-.0016436	.0027055	-0.61	0.544	-.0069611	.0036739
shvegXgotex5						
	-.1761876	.225505	-0.78	0.435	-.6194053	.26703
nbjgel	-.0019416	.0018046	-1.08	0.283	-.0054883	.0016052
ceccm	-.0041278	.0050933	-0.81	0.418	-.0141384	.0058827
dupheau	.0455841	.0279073	1.63	0.103	-.0092662	.1004343
_cons	.2779614	.11952	2.33	0.020	.0430514	.5128714

Source: RICA et RPG, 2007

- Echantillon 3

Linear regression                      Number of obs = 465  
 F( 30, 434) = 10.69  
 Prob > F = 0.0000  
 R-squared = 0.3172  
 Root MSE = .16364

	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
pteff_output						
moy_pond_nplot	-.0009058	.0031338	-0.29	0.773	-.0070651	.0052535
moy_pond_aform	.729935	1.003371	0.73	0.467	-1.242135	2.702005
moy_pond_janus	.0134861	.1414302	0.10	0.924	-.2644873	.2914595
moy_pond_avdha	-2.88e-06	4.76e-06	-0.61	0.545	-.0000122	6.47e-06
moy_pond_nannd	.0070682	.0054074	1.31	0.192	-.0035597	.0176962
moy_pond_shins	.0134475	.0957553	0.14	0.888	-.1747543	.2016493
sauti	-.0002811	.0002776	-1.01	0.312	-.0008266	.0002645
AGE	.027219	.0177546	1.53	0.126	-.0076767	.0621146
large	.0123718	.0222937	0.55	0.579	-.0314451	.0561888
indiv	-.0122397	.0237017	-0.52	0.606	-.0588241	.0343447
rentd	.0003425	.0003774	0.91	0.365	-.0003993	.0010842
hired	.000438	.0003862	1.13	0.257	-.0003211	.0011972
subex_ha	1.50e-06	3.76e-06	0.40	0.689	-5.88e-06	8.89e-06
zenvi	.1278967	.0402495	3.18	0.002	.0487886	.2070048
k2lab	4.27e-07	1.15e-07	3.70	0.000	2.00e-07	6.54e-07
shveg	.0657323	.0872015	0.75	0.451	-.1056575	.2371222
gotex						
1	.0917527	.0829858	1.11	0.269	-.0713514	.2548568
3	-.0285165	.0448676	-0.64	0.525	-.1167013	.0596683
4	.1762151	.0390528	4.51	0.000	.0994589	.2529713
5	.2043905	.0693016	2.95	0.003	.068182	.3405989
6	.2835468	.1055263	2.69	0.007	.0761407	.490953
moy_pond_nplotXgotex						
1	-.0046785	.0057096	-0.82	0.413	-.0159004	.0065434
3	.0085129	.0060936	1.40	0.163	-.0034638	.0204896
4	-.0008536	.0047481	-0.18	0.857	-.0101858	.0084785
5	-.0104257	.0057059	-1.83	0.068	-.0216403	.000789
6	-.0067956	.0074924	-0.91	0.365	-.0215215	.0079303
shvegXgotex5						
	-.1608037	.230053	-0.70	0.485	-.6129602	.2913528
nbjgel	-.0022255	.0018911	-1.18	0.240	-.0059423	.0014912
ceccm	-.0035744	.0052216	-0.68	0.494	-.0138373	.0066884
dupheau	.0397565	.0280919	1.42	0.158	-.0154566	.0949696
_cons	.5045709	.0813245	6.20	0.000	.3447321	.6644097

Source: RICA et RPG, 2007

### C. Modèle d'efficacité d'échelle

- Echantillon 1

Linear regression

Number of obs = 118  
 F( 27, 90) = 8.63  
 Prob > F = 0.0000  
 R-squared = 0.5798  
 Root MSE = .10933

	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
nplot	-.0025572	.0025975	-0.98	0.328	-.0077175	.0026032
aform	-1.221307	2.916812	-0.42	0.676	-7.016064	4.573449
janus	-.6837929	.1536148	-4.45	0.000	-.9889756	-.3786102
avdha	.0000124	8.77e-06	1.41	0.162	-5.05e-06	.0000298
nannd	.0234164	.0119366	1.96	0.053	-.0002977	.0471305
shins	.0095673	.0593518	0.16	0.872	-.1083455	.1274801
sauti	.0005471	.0007032	0.78	0.439	-.0008499	.0019442
AGE	-.0379836	.0248569	-1.53	0.130	-.0873661	.0113989
large	.0414649	.0263495	1.57	0.119	-.0108831	.0938128
indiv	-.0956901	.0382569	-2.50	0.014	-.1716941	-.0196861
rentd	-.0001409	.0006611	-0.21	0.832	-.0014544	.0011725
hired	.0008452	.0008405	1.01	0.317	-.0008246	.002515
subex_ha	.0000423	.0000179	2.37	0.020	6.78e-06	.0000779
zenvi	(omitted)					
k2lab	-1.81e-07	1.42e-07	-1.27	0.206	-4.64e-07	1.02e-07
shveg	-.2087653	.1242315	-1.68	0.096	-.4555729	.0380422
gotex						
1	.0177486	.132438	0.13	0.894	-.2453626	.2808598
3	.0324094	.0945369	0.34	0.733	-.1554047	.2202234
4	.1213726	.0627003	1.94	0.056	-.0031925	.2459377
5	.0626087	.0924517	0.68	0.500	-.1210627	.2462802
nplotXgotex						
1	.0013801	.0053718	0.26	0.798	-.0092919	.0120522
3	-.0023438	.0050315	-0.47	0.642	-.0123396	.0076521
4	-.0053352	.0029605	-1.80	0.075	-.0112167	.0005463
5	-.0002084	.0029585	-0.07	0.944	-.006086	.0056692
shvegXgotex						
	-.0526074	.2773099	-0.19	0.850	-.603532	.4983171
nbjgel	-.0049585	.0029352	-1.69	0.095	-.0107899	.0008728
ceccm	-.002195	.0073044	-0.30	0.764	-.0167065	.0123165
dupheu	-.0103023	.0376619	-0.27	0.785	-.0851243	.0645198
_cons	1.313711	.2086573	6.30	0.000	.8991773	1.728246

Source: RICA et RPG, 2007

- Echantillon 2

Linear regression

Number of obs = 465  
 F( 30, 434) = 4.45  
 Prob > F = 0.0000  
 R-squared = 0.2440  
 Root MSE = .13397

---

	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
sceff_output						
nplot	.000772	.0012033	0.64	0.521	-.0015931	.0031371
aform	-1.684809	1.448063	-1.16	0.245	-4.530897	1.16128
janus	-.1560857	.1026065	-1.52	0.129	-.3577531	.0455818
avdha	4.62e-07	2.57e-06	0.18	0.858	-4.60e-06	5.52e-06
nannd	.0063464	.0029661	2.14	0.033	.0005168	.012176
shins	.000927	.0333153	0.03	0.978	-.0645524	.0664064
sauti	.0000347	.0002208	0.16	0.875	-.0003992	.0004686
AGE	-.013568	.0147532	-0.92	0.358	-.0425646	.0154287
large	.055426	.0159191	3.48	0.001	.0241379	.0867142
indiv	-.0510077	.0195226	-2.61	0.009	-.0893784	-.0126371
rentd	.0003673	.0003799	0.97	0.334	-.0003794	.001114
hired	.0005573	.0003778	1.48	0.141	-.0001852	.0012998
subex_ha	8.10e-06	4.42e-06	1.83	0.068	-5.90e-07	.0000168
zenvi	-.0657327	.036412	-1.81	0.072	-.1372986	.0058332
k2lab	-1.28e-07	7.54e-08	-1.70	0.090	-2.77e-07	1.99e-08
shveg	-.0270838	.0594368	-0.46	0.649	-.1439035	.089736
gotex						
1	-.0003816	.051706	-0.01	0.994	-.1020068	.1012437
3	.0102337	.0341711	0.30	0.765	-.0569278	.0773952
4	.0334862	.0352032	0.95	0.342	-.0357037	.1026762
5	.0830031	.0586131	1.42	0.157	-.0321978	.1982039
6	-.0337478	.0938673	-0.36	0.719	-.2182388	.1507432
nplotXgotex						
1	-.0002067	.0019945	-0.10	0.918	-.0041268	.0037134
3	-.0019863	.001445	-1.37	0.170	-.0048265	.0008538
4	-.0017862	.0015662	-1.14	0.255	-.0048645	.0012921
5	-.0022862	.0019059	-1.20	0.231	-.0060321	.0014597
6	-.0011694	.0029927	-0.39	0.696	-.0070513	.0047125
shvegXgotex5						
	-.3514473	.1531316	-2.30	0.022	-.6524189	-.0504756
nbjgel	-.0016561	.0014665	-1.13	0.259	-.0045385	.0012263
ceccm	.0022026	.0043306	0.51	0.611	-.0063089	.0107142
dupheau	.0076083	.0247584	0.31	0.759	-.0410529	.0562695
_cons	.9863427	.110526	8.92	0.000	.76911	1.203575

---

Source: RICA et RPG, 2007

- Echantillon 3

Linear regression

Number of obs = 465  
 F( 30, 434) = 4.68  
 Prob > F = 0.0000  
 R-squared = 0.2440  
 Root MSE = .13398

	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
sceff_output						
moy_pond_nplot	.0048095	.0023393	2.06	0.040	.0002118	.0094072
moy_pond_aform	-1.506116	.8233433	-1.83	0.068	-3.124352	.1121195
moy_pond_janus	-.0279497	.1122639	-0.25	0.804	-.2485982	.1926988
moy_pond_avdha	9.69e-07	4.53e-06	0.21	0.831	-7.94e-06	9.87e-06
moy_pond_nannd	.0054071	.0059939	0.90	0.368	-.0063736	.0171877
moy_pond_shins	.0210412	.076915	0.27	0.785	-.130131	.1722135
sauti	-.0000193	.0001967	-0.10	0.922	-.0004058	.0003673
AGE	-.0104214	.0151485	-0.69	0.492	-.0401948	.0193521
large	.0546918	.015381	3.56	0.000	.0244613	.0849222
indiv	-.0479689	.0196919	-2.44	0.015	-.0866723	-.0092655
rentd	.0005091	.0003962	1.28	0.200	-.0002697	.0012879
hired	.0006888	.0003715	1.85	0.064	-.0000415	.0014191
subex_ha	7.01e-06	3.99e-06	1.76	0.080	-8.35e-07	.0000149
zenvi	-.0804234	.0361992	-2.22	0.027	-.1515709	-.0092758
k2lab	-1.21e-07	7.72e-08	-1.57	0.117	-2.73e-07	3.04e-08
shveg	-.0168976	.0599417	-0.28	0.778	-.1347098	.1009146
gotex						
1	.0020234	.0502891	0.04	0.968	-.0968169	.1008638
3	.020529	.0328895	0.62	0.533	-.0441136	.0851715
4	.006305	.0287291	0.22	0.826	-.0501604	.0627704
5	.0408908	.055166	0.74	0.459	-.0675351	.1493166
6	-.0472691	.092812	-0.51	0.611	-.2296859	.1351477
moy_pond_nplotXgotex						
1	-.0017646	.004536	-0.39	0.697	-.0106798	.0071506
3	-.0058284	.0041625	-1.40	0.162	-.0140096	.0023527
4	-.0006981	.0028119	-0.25	0.804	-.0062246	.0048285
5	-.0001085	.0050352	-0.02	0.983	-.0100049	.0097879
6	-.0027062	.0067493	-0.40	0.689	-.0159716	.0105591
shvegXgotex5	-.3388758	.1591683	-2.13	0.034	-.6517124	-.0260393
nbgjel	-.0013387	.0014345	-0.93	0.351	-.0041581	.0014806
ceccm	.0031281	.0042618	0.73	0.463	-.0052482	.0115045
dupheau	.0070465	.0239813	0.29	0.769	-.0400875	.0541805
_cons	.849003	.0726334	11.69	0.000	.706246	.99176

Source: RICA et RPG, 2007

**Annexe VI : Moyenne, coefficient de variation, médiane des indicateurs de morcellement au premier et troisième quartile de chaque indicateur**

*A. Nombre d'îlots*

Indicateurs	Moyenne		Médiane		Coefficient de variation	
	Q1	Q3	Q1	Q3	Q1	Q3
nplot	6	30	7	28	36,30	26,28
aform	0,044	0,045	0,045	0,045	16,92	5,55
janus	0,50	0,21	0,43	0,21	33,25	10,22
avdha	819	1923	503	1416	135,89	71,63
nannd	1,86	0,61	1,29	0,59	103,54	29,64
shins	0,34	0,14	0,25	0,09	95,02	110,44

Source : RPG, 2007

*B. Forme moyenne de d'îlots*

Indicateurs	Moyenne		Médiane		Coefficient de variation	
	Q1	Q3	Q1	Q3	Q1	Q3
nplot	12,24	15,53	10	12	86,03	66,62
aform	0,038	0,049	0,04	0,049	12,21	4,02
janus	0,40	0,33	0,36	0,31	49,05	36,42
avdha	1257	1159	727	962	106,23	77,71
nannd	1,02	1,41	0,83	0,87	77,06	129,02
shins	0,28	0,16	0,23	0,07	103,70	130,43

Source : RPG, 2007

*C. Indice de Januszewski*

Indicateurs	Moyenne		Médiane		Coefficient de variation	
	Q1	Q3	Q1	Q3	Q1	Q3
nplot	31	6	28	6	25,74	39,38
aform	0,045	0,043	0,045	0,044	5,62	16,98
janus	0,21	0,51	0,21	0,44	9,14	32,74
avdha	2006	754	1485	491	70,73	103,74
nannd	0,59	1,88	0,58	1,31	27,1	107,42
shins	0,12	0,35	0,05	0,34	112,81	94,65

Source : RPG, 2007

*D. Distance d'un hectare*

Indicateurs	Moyenne		Médiane		Coefficient de variation	
	Q1	Q3	Q1	Q3	Q1	Q3
nplot	8	22	7	21	60,6	49,28
aform	0,043	0,045	0,044	0,044	16,1	6,95
janus	0,47	0,27	0,41	0,24	41,37	29,56
avdha	387	2941	387	2673	42,83	44,58
nannd	1,16	1,05	0,89	0,66	76,92	169,69
shins	0,52	0,022	0,52	0,00	46,05	254,71

Source : RPG, 2007

*E. Distance du plus proche voisin*

Indicateurs	Moyenne		Médiane		Coefficient de variation	
	Q1	Q3	Q1	Q3	Q1	Q3
nplot	22	8	23	7	53,39	61,39
aform	0,044	0,045	0,044	0,046	13,75	12,06
janus	0,30	0,43	0,24	0,41	66,35	30,88
avdha	1522	1157	1158	712	88,65	115,51
nannd	0,46	2,17	0,48	1,63	30,53	86,12
shins	0,24	0,24	0,18	0,15	115,02	96,17

Source : RPG, 2007

*F. Part de l'exploitation incluse dans le disque de surface équivalente*

Indicateurs	Moyenne		Médiane		Coefficient de variation	
	Q1	Q3	Q1	Q3	Q1	Q3
nplot	16	10	14	8	60,10	66,95
aform	0,045	0,043	0,045	0,044	7,98	15,30
janus	0,31	0,42	0,30	0,38	28,07	46,08
avdha	2434	466	2001	393	58,36	64,2
nannd	1,22	0,93	0,71	0,8	147,94	57,7
shins	0,00	0,59	0,00	0,56	0,00	27,34

Source : RPG, 2007

## Annexe VII : Effets d'une éventuelle réduction du morcellement sur l'efficacité des exploitations agricoles de Bretagne

### A. Efficacité technique

#### Gotex 2

##### Effet nplot

tkeff_output	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
(1)	-.0373288	.0204386	-1.83	0.068	-.0774998 .0028422

##### Effet avdha

tkeff_output	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
(1)	-.0292319	.0172613	-1.69	0.091	-.063158 .0046942

##### Effet janus

tkeff_output	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
(1)	-.0384624	.0204084	-1.88	0.060	-.0785741 .0016493

#### effet sur les différentes Gotex prises ensemble

##### Effet nplot

tkeff_output	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
(1)	-.001429	.0173988	-0.08	0.935	-.0356254 .0327674

##### Effet avdha

tkeff_output	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
(1)	-.013077	.0162645	-0.80	0.422	-.0450439 .0188899

### Effet nannd

```
-----  
tkeff_output |   Coef.  Std. Err.   t  P>|t|  [95% Conf. Interval]  
-----+-----  
(1) | -.0086167  .0131629  -0.65  0.513  -.0344878  .0172543  
-----
```

### Effet aform

```
-----  
tkeff_output |   Coef.  Std. Err.   t  P>|t|  [95% Conf. Interval]  
-----+-----  
(1) | .0094527  .0149284   0.63  0.527  -.0198883  .0387936  
-----
```

### Effet janus

```
-----  
tkeff_output |   Coef.  Std. Err.   t  P>|t|  [95% Conf. Interval]  
-----+-----  
(1) | -.0025626  .0173663  -0.15  0.883  -.0366951  .0315699  
-----
```

### Effet shins

```
-----  
tkeff_output |   Coef.  Std. Err.   t  P>|t|  [95% Conf. Interval]  
-----+-----  
(1) | -.0247467  .023581  -1.05  0.295  -.0710939  .0216006  
-----
```

## ***B. Efficacité technique pure***

### **Effet sur les différentes Gotex ensemble**

#### Effet nplot

```
-----  
pteff_output |   Coef.  Std. Err.   t  P>|t|  [95% Conf. Interval]  
-----+-----  
(1) | .0221391  .0199741   1.11  0.268  -.017119  .0613971  
-----
```

#### Effet avdha

```
-----  
pteff_output |   Coef.  Std. Err.   t  P>|t|  [95% Conf. Interval]  
-----+-----
```

(1) | -.0012141 .018092 -0.07 0.947 -.0367729 .0343447

Effet nannd

-----  
pteff\_output | Coef. Std. Err. t P>|t| [95% Conf. Interval]  
-----+-----  
(1) | -.0201691 .0145967 -1.38 0.168 -.0488582 .00852  
-----

Effet aform

-----  
pteff\_output | Coef. Std. Err. t P>|t| [95% Conf. Interval]  
-----+-----  
(1) | .019217 .0196449 0.98 0.329 -.019394 .057828  
-----

Effet janus

-----  
pteff\_output | Coef. Std. Err. t P>|t| [95% Conf. Interval]  
-----+-----  
(1) | .0212076 .0200123 1.06 0.290 -.0181254 .0605406  
-----

Effet shins

-----  
pteff\_output | Coef. Std. Err. t P>|t| [95% Conf. Interval]  
-----+-----  
(1) | -.0343299 .025381 -1.35 0.177 -.0842148 .015555  
-----

*C. Efficacité d'échelle*

Gotex 1

Effet nannd

-----  
sceff\_output | Coef. Std. Err. t P>|t| [95% Conf. Interval]  
-----+-----  
(1) | .0931556 .0501303 1.86 0.064 -.0053727 .1916839  
-----

## Gotex 2

---

### Effet nplot

---

sceff_output	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
(1)	-.0436595	.0241268	-1.81	0.071	-.0910793	.0037604

---

### Effet nannd

---

sceff_output	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
(1)	.0958425	.0432384	2.22	0.027	.0108598	.1808252

---

### Effet janus

---

sceff_output	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
(1)	-.044014	.0241134	-1.83	0.069	-.0914076	.0033795

---

## Gotex 4

---

### Effet nannd

---

sceff_output	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
(1)	.0726222	.0425701	1.71	0.089	-.011047	.1562914

---

### Effet sur les différentes Gotex de l'échantillon

---

#### Effet nplot

---

sceff_output	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
(1)	-.0213451	.0136801	-1.56	0.119	-.0482325	.0055424

---

### Effet avdha

```
-----  
sceff_output |   Coef.  Std. Err.   t   P>|t|   [95% Conf. Interval]  
-----+-----  
      (1) | -.0156868 .0139876  -1.12  0.263   -.0431787   .0118051  
-----
```

### Effet nannd

```
-----  
sceff_output |   Coef.  Std. Err.   t   P>|t|   [95% Conf. Interval]  
-----+-----  
      (1) | .0088716 .0098868   0.90  0.370   -.0105604   .0283036  
-----
```

### Effet aform

```
-----  
sceff_output |   Coef.  Std. Err.   t   P>|t|   [95% Conf. Interval]  
-----+-----  
      (1) | -.0097808 .0136103  -0.72  0.473   -.036531   .0169694  
-----
```

### Effet janus

```
-----  
sceff_output |   Coef.  Std. Err.   t   P>|t|   [95% Conf. Interval]  
-----+-----  
      (1) | -.0216997 .0136732  -1.59  0.113   -.0485735   .0051742  
-----
```

### Effet shins

```
-----  
sceff_output |   Coef.  Std. Err.   t   P>|t|   [95% Conf. Interval]  
-----+-----  
      (1) | .0031531 .0189604   0.17  0.868   -.0341125   .0404187  
-----
```





Diplôme : Master II  
 Spécialité : Economie Appliquée : Agriculture, Mer et Environnement  
 Spécialisation / option : Terre  
 Enseignant référent : Alain Carpentier

Auteur(s) : Legrand Dunold Fils Saint-Cyr

Date de naissance : 18/02/1984

Nb pages : 40      Annexe(s) : 7

Année de soutenance : 12/09/2013

Organisme d'accueil : UMR1302 SMART

Structures et Marchés Agricoles, Ressources et Territoires

Adresse : 4, Allée Adolphe Bobière, CS 61103 - 35011 Rennes Cedex

Maître de stage : Laurent Piet

Titre français : Morcellement du parcellaire et performance des exploitations agricoles: une application à la Bretagne

Titre anglais : Land fragmentation and farm performance : Evidence from the French region of Brittany

Résumé :

Cette étude se propose de mettre en évidence l'effet du morcellement du parcellaire sur la performance des exploitations agricoles en utilisant un échantillon d'exploitations de la région Bretagne (France) pour l'année 2007. Pour ce faire, des indicateurs de performance (efficacité technique, efficacité technique pure et efficacité d'échelle) déterminés à partir des données du Réseau d'Information Comptable Agricole (RICA) ont été régressés sur plusieurs indicateurs de morcellement déterminés au niveau individuel des exploitations, calculés à partir des données du Registre Parcellaire Graphique (RPG). Pour y parvenir l'appariement des deux bases de données par filtrage et score de propension a été nécessaire.

Les résultats montrent que le morcellement mis en évidence à travers le nombre d'îlots, leur taille moyenne et la distance entre eux ont un effet positif respectivement sur les efficacités technique, technique pure et d'échelle. Ils montrent aussi que l'efficacité ainsi que l'impact du nombre d'îlots des exploitations diffère selon leur orientation technico-économique (Otex). Contrairement à la plupart des études de la littérature, celle-ci a permis de montrer que le nombre d'îlots n'a pas forcément un effet négatif sur la performance des exploitations agricoles. Son effet dépend surtout de l'Otex, une réduction du nombre d'îlots pouvant entraîner dans certains cas une perte de performance.

Abstract :

The purpose of this study was to investigate the impact of land fragmentation on farm performance in the Brittany region of France for 2007. To do so, performance indicators (technical efficiency, pure technical efficiency and scale efficiency) calculated with Farm Accountancy Data Network (FADN) were regressed on several fragmentation descriptors calculated at the farm level using data from the cartographic field pattern registry (RPG). However, matching the two data bases using sorting and a propensity score was necessary beforehand.

The results show that land fragmentation as measured by the number of plots, average size of plots, and average distance between plots were positively related respectively to technical efficiency, technical pure efficiency and scale efficiency. They also show that efficiency and the impact of the number of plots differs across farm specializations (Otex). Contrary to most studies in the literature, our study revealed that the number of plot can be positively related to farms performance. Its impact depends on the specialization of the farms, as a consolidation program reducing the number of plots may decrease farm performance in some cases.

Mots-clés : Morcellement, performance économique, efficacité technico-économique, appariement, score de propension, OTEX, région Bretagne.