

# Impact de l'introduction des DPU sur l'efficacité technique des exploitations agricoles d'Eure-et-Loir

JEAN-PHILIPPE BOUSSEMARY  
LEM, IESEG School of Management et Université Lille3  
jp.boussemary@ieseg.fr

AYOUBA KASSOUM<sup>1</sup>  
EQUIPPE, Université Lille1  
ayouba.kassoum@ed.univ-lille1.fr

STÉPHANE VIGEANT  
IESEG School of Management et EQUIPPE, Université Lille1  
stephane.vigeant@univ-lille1.fr

**5èmes journées de recherches en sciences sociales**  
**INRA-SFER-CIRAD**  
8 & 9 décembre 2011-AgroSup(Dijon), France

---

1. Corresponding author,  
Mail : ayouba.kassoum@ed.univ-lille1.fr  
Adresse : EQUIPPE, Cité Scientifique Bâtiment SH2, Bureau 101 - 59655 Villeneuve d'Ascq Cedex

# Impact de l'introduction des DPU sur l'efficacité technique des exploitations agricoles d'Eure-et-Loir

**Résumé :** Ce papier analyse l'effet des DPU (Droits à Paiement Unique) introduits par les accords de Luxembourg (2003) sur la performance productive des exploitations agricoles d'Eure-et-Loir et cela sur la période 2005-2008. Dans une première étape, les scores d'efficacité technique de ces exploitations sont calculés. Puis les DPU reçus par les agriculteurs sont régressés sur ces scores suivant la procédure suggérée par Simar et Wilson (2007). L'étude montre que ces DPU ont un effet positif sur la performance productive des exploitations agricoles d'Eure-et-Loir.

**Mots clés :** Droits à Paiement Uniques, efficacité technique, Data Envelopment Analysis, double bootstap.

**Classification JEL. :** C14, C16, C34, Q12, Q18

Cette recherche a bénéficié du soutien de l'Agence Nationale de la Recherche via le financement du projet "Popsy : Systèmes de production en grandes cultures, Environnement et Politiques Publiques", décision n°ANR-08-STRA-12-05.

# 1 Introduction

Les politiques agricoles successives mises en oeuvre à l'échelle européenne (PAC) influencent les décisions des agriculteurs sous différents aspects et mécanismes. Il est donc légitime et intéressant de s'interroger sur la manière dont sont accueillies et perçues ces politiques au niveau des exploitations agricoles. Elles peuvent affecter la production via les aides versées qui transforment la structure des prix relatifs ((Lansink et Peerlings, 1996), (Bezlepkina et Lansink, 2006)) et donc les choix productifs des agriculteurs (Serra *et al.*, 2005). Elles peuvent aussi faire apparaître un effet revenu qui peut modifier les décisions d'investissement (Young et Westcott, 2000). Globalement, même si les exemples précédents peuvent être multipliés, deux cas de figure se présentent et se retrouvent dans la littérature : soit les aides incitent les agriculteurs à innover, à évoluer vers de meilleures mode de production, vers d'autres technologies, soit elle entraîne une baisse de motivation et de vigilance chez les exploitants, se traduisant par des choix de production discutables. Dans ce cas, les aides autorisent les agriculteurs à produire en dessous de la frontière efficiente. Cela constitue un des principaux arguments en faveur de leur démantèlement ou de leur modification profonde. En permettant aux agriculteurs inefficaces de rester sur le marché, la PAC leur envoie un mauvais signal en ne les incitant pas à utiliser de manière efficace leurs ressources factorielles et apporte de profondes distorsions sur les marchés des matières premières agricoles.

Ces critiques et remarques sont à la base de la plupart des évolutions de la PAC. Depuis le début des années 90 on observe un processus de réforme continue visant à garantir une agriculture européenne plus compétitive, plus respectueuse de l'environnement et capable de maintenir la vitalité du monde agricole. C'est l'évolution vers une agriculture multifonctionnelle. Le modèle productiviste encouragé au tout début, vu son coût environnemental et son budget assez conséquent est donc abandonné au profit des nouvelles attentes sociétales : une agriculture saine, sûre, avec des prix raisonnables, prenant place dans des territoires dynamiques, sources d'emplois et de liens sociaux et préservant les ressources naturelles pour les générations futures. Cela a fait apparaître un deuxième pilier, le développement rural qui vient s'ajouter au soutien des marchés et des prix agricoles (premier pilier). L'ambition est à moyen terme d'aboutir à un transfert partiel et progressif des aides du premier vers le deuxième pilier pour entre autres orienter l'agriculture vers le marché et se mettre en conformité avec les règles établies par l'Organisation Mondiale du Commerce (OMC) : c'est la modulation des aides<sup>2</sup>. Les accords de Luxembourg (2003) introduisent le découplage<sup>3</sup> des aides *i.e.* le fait que les primes perçues par les exploitants ne soient plus liées aux productions de l'exploitation mais à une référence historique calculée en faisant la moyenne des primes perçues sur trois années de référence (2000, 2001 et 2002). Ces aides sont versées à condition que l'agriculteur prenne un certain nombre d'engagements environnementaux (éco-conditionnalité), sans aucun engagement de production.

En France, le principe qui a été choisi est celui du découplage partiel<sup>4</sup> des aides (l'ambition de la commission européenne est d'amener les états membres et donc la France à évoluer vers toujours plus de découplage). La réforme de 2003 rentre en vigueur à partir de la déclaration PAC 2006. Les agriculteurs français peuvent donc recevoir à partir de 2006 deux types d'aides : les aides découplées (DPU) et les aides couplées (liées aux surfaces).

---

2. Les aides couplées et découplées seront réduites de 3% en 2005, 4% en 2006 et 5% en 2007 et au delà au profit du développement rural.

3. Dans cette étude, le découplage correspond à l'introduction de droits à paiement unique (DPU), qui sont touchés, au niveau de l'exploitation, qu'il y ait acte de production ou pas. Il faudrait alors faire la distinction avec des études qui introduisent la notion de découplage pour évoquer, au niveau de la réforme Mac Sharry, le paiement des aides compensatoires effectué pour combler la baisse des prix garantis. Ces aides compensatoires ne sont alors pas liées aux quantités produites comme cela se faisait, précédemment mais à la surface ensemencée via l'application d'un rendement commun par département. Donc, la notion de découplage évoquée dans la suite de ce papier fait référence au passage d'une aide sur des surfaces ensemencée à une aide complètement détachée de l'acte de production, *i.e.* les DPU.

4. Cette possibilité de découplage partiel est laissée aux Etats membres afin de maintenir la production dans les régions les moins performantes.

Beaucoup d'études ont analysé les effets des aides directes (aides compensatoires introduites par la réforme de 1992) de la Politique Agricole Commune (PAC) sur le fonctionnement de l'agriculture européenne. Remarquons qu'une majorité de ces dernières concluent que ces aides diminuent la motivation et la vigilance des exploitants. Latruffe *et al.* (2009) montrent qu'au niveau des exploitations françaises spécialisées en céréales-oléo-protéagineux et en viande, il y a une forte relation négative entre l'efficacité managériale et les aides directes de la PAC. Emvalomatis *et al.* (2008) de leur côté examinent l'impact des aides compensatoires à l'hectare sur les scores d'efficacité technique des producteurs de coton grecque. Ils arrivent à la conclusion que ces paiements compensatoires réduisent l'efficacité des exploitations étudiées. La principale raison à cela est que les ressources sont transférées des produits pour lesquels les subventions sont allouées en fonction de la surface ensemencée vers la production de coton dont les aides sont encore liées au volume produit<sup>5</sup>. Il n'y a donc pas d'efforts faits pour exploiter la totalité de la technologie à sa pleine productivité. Bakucs *et al.* (2010) étudient l'impact des subventions sur la performance des exploitations d'un certain nombre de pays accédant à l'Union européenne. Ils mettent en évidence que les aides publiques ont un impact négatif sur l'efficacité technique des exploitations hongroises sur la période 2001-2005, sur le secteur laitier tchèque (2000-2004), en Slovénie (1994-2003) et sur le secteur des grandes cultures roumaine en 2005. Enfin, Zhu et Lansink (2010) analysent l'impact des réformes de la PAC sur les exploitations de grandes cultures allemandes, suédoises et néerlandaises. Ils concluent que le degré de dépendance aux subventions affecte négativement l'efficacité technique des exploitations de ces trois pays. Le degré de couplage (les aides couplées) est vu ici comme étant la somme des paiements compensatoires et des subventions aux cultures. Les aides découplées étant les aides sur les consommations intermédiaires, les aides environnementales, les aides pour des zones moins favorisées que d'autres...) ont elles un impact positif sur les exploitations suédoises, négatif en Allemagne et insignifiant au Pays-Bas. Dans cette forêt d'études portant sur l'investigation du lien entre aides compensatoires et performance productive, quelques unes identifient un impact positif. Kumbhakar et Sipiläinen (2010) analysent l'impact des subventions directes sur les exploitations laitières du Danemark, de la Suède et de la Finlande. Dans toutes les régions étudiées sauf pour le centre de la Suède, l'effet moyen des paiements directs sur l'output est positif. Cependant, ces paiements directs ont un effet positif sur le changement technologique au Danemark et un effet négatif en ce qui concerne la Suède et la Finlande. Kleinhan *et al.* (2007), eux modélisent les interactions entre l'efficacité technique, les subventions et le respect de l'environnement des exploitations animalières d'Espagne et d'Allemagne. Ils arrivent à la conclusion qu'être « vert » et/ou petit est couteux. Aussi est mis en évidence une relation positive entre la taille et le fait de ne pas être « vert ». Enfin, une corrélation positive entre les paiements directs et les coefficients d'efficacité est trouvée.

A côté de cette série d'études se concentrant autour de la réforme la réforme Mac Sharry (effet des aides compensant la baisse des prix garantis) et de l'agenda 2000 (renforcement des initiatives prises au niveau de la réforme de 1992), très peu d'études ont analysé l'effet de la réforme de 2003 (changement de régime correspondant au passage d'une aide couplée à une aide découplée) sur la performance productive des exploitations agricoles. Latruffe et Sauer (2010) ont réalisé un des rares papier tenant compte des DPU. Cependant, cette analyse, qui est faite sur les exploitations françaises et britanniques de 1980 à 2006 n'intègre les DPU que côté britannique (en France, comme la réforme est rentrée en vigueur en 2006, les données de DPU n'étaient pas encore disponibles) et là encore ces derniers sont intégrés à la variable autres subventions, pour former un bloc qui, au vu des résultats, a un effet positif sur l'output (production végétale) au niveau des exploitations des deux pays étudiés. Il apparaît donc intéressant d'étudier les effets du découplage<sup>6</sup> *i.e.* les effets du nouveau mode d'attribution des aides, largement déconnectées de la production (rendement et assolement) amené par la PAC en 2003 sur l'efficacité technique des exploitations agricoles. La section suivante présente le modèle utilisé ainsi que la méthodologie adoptée. Ensuite la base de données mobilisée est présentée. La quatrième section

---

5. La majorité des producteurs grecs de coton produisent en parallèle d'autres denrées (céréales) dont l'aide est partiellement déconnectée du produit final.

6. L'agriculteur passe d'un environnement contraint (il doit respecter un certain schéma d'assolement pour toucher les aides de la PAC) à un environnement partiellement ou pas contraint.

présente les résultats issus des estimations.

## 2 Le modèle adopté

Une approche semi-paramétrique d'estimation (méthode en deux étapes) est mise en oeuvre afin d'approximer les effets du versement de DPU sur la performance des exploitations agricoles. Dans un premier temps les scores d'efficacité technique de ces exploitations sont calculés sur la base des couples inputs-outputs présents dans l'échantillon. Dans un second temps, un certain nombre de variables dites environnementales (variables parmi lesquelles se trouve les aides découplées de la PAC) sont régressées sur ces scores d'efficacité. Dans la littérature de la production, deux grands types de méthodes - les méthodes paramétriques et les non-paramétriques sont principalement utilisées afin d'estimer l'efficacité technique au sens de Farrell (1957) d'un ensemble d'entités. Les méthodes non-paramétriques<sup>7</sup> sont préférées dans cette étude. L'avantage de ces dernières est qu'aucune forme fonctionnelle n'est imposée à la fonction de production. Il faudrait cependant noter qu'au niveau de ces méthodes non-paramétriques, la totalité de la déviation par rapport à la frontière estimée est considérée comme de l'inefficacité. Dans cette analyse, la méthode DEA (Data Envelopment Analysis), dont les fondations théoriques peuvent être trouvées dans Färe *et al.* (1994) est mise en oeuvre.

Considérons  $x \in \mathbb{R}_+^p$  et  $y \in \mathbb{R}_+^q$  les vecteurs respectifs d'inputs et d'outputs. Ces vecteurs permettent de définir l'ensemble des combinaisons d'inputs-outputs réalisables  $\Psi$  :

$$\Psi = \{(x, y) \in \mathbb{R}^{p+q} : x \text{ permet de produire } y\} \quad (1)$$

Pour un niveau de facteurs de production  $x$  donné, l'ensemble de production est donné par :

$$Y(x) = \{y \in \mathbb{R}^q : (x, y) \in \Psi\} \quad (2)$$

La frontière d'efficacité (orientée outputs) est alors donnée par l'expression suivante :

$$\delta Y(x) = \{y \in Y(x) : \theta y \notin Y(x), \theta > 1\} \quad (3)$$

Cette efficacité technique ( $\theta$ ) est approchée pour l'exploitation « 0 » sous l'hypothèse de rendements d'échelles variables, par le programme linéaire suivant :

$$\hat{\theta} = \arg \max_{\{\theta, \lambda\}} \{ \theta : \sum_{i=1}^n \lambda_i y_i \geq \theta y_0; \sum_{i=1}^n \lambda_i x_i \leq x_0; \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \} \quad (4)$$

Dans la seconde étape de l'analyse, les effets respectifs d'un ensemble de variables environnementales sur les scores d'efficacité sont estimés. Cela est motivé par le fait que les exploitations agricoles font face à un certain nombre de variables exogènes  $Z$  (environnementales) qui contraignent leurs choix de facteurs de production et de production.

Le modèle de régression qui est compatible avec la structure d'estimation DEA à deux étapes est une régression tronquée puisque les valeurs de  $\theta$  sont par définition supérieures ou égales à un. Notons aussi que nous avons les observations de toutes les unités de décision et que l'accumulation des valeurs de un n'est qu'un artéfact statistique. Donc, il n'y a pas d'effet de censure comme on serait tenté de le croire. Le modèle à estimer est :

$$\theta_i = Z_i \beta + \varepsilon_i \quad (5)$$

$\theta_i$  est le vrai score d'efficacité technique. Cette seconde étape suppose donc implicitement qu'il y a une corrélation entre  $Z_i$  et  $\theta_i$ . En supposant en plus que  $E(\varepsilon_i/Z_i) = 0$ , une estimation tronquée nous

---

7. Le modèle FDH s'appuie uniquement sur l'hypothèse de libre disposition. Pour passer au DEA, l'hypothèse de convexité est ajoutée.

permettra de conduire l'inférence et de dériver nos résultats.

Cependant, les vrais scores d'efficacités sont inconnus. L'approximation de ces coefficients est faite pour un point  $(x_0, y_0)$  comme suit :

$$\hat{\theta} = \arg \max_{\{\theta, \lambda\}} \left\{ \theta : \sum_{i=1}^n \lambda_i y_i \geq \theta y_0; \sum_{i=1}^n \lambda_i x_i \leq x_0; \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1; \theta \geq 1 \right\} \quad (6)$$

Kneip *et al.* (1998) montrent qu'en grand échantillon, le coefficient d'efficacité estimé ( $\hat{\theta}$ ) converge vers le vrai score ( $\theta$ ). L'inférence fonctionne donc aussi asymptotiquement avec le coefficient estimé. Cependant en échantillon fini comme c'est le cas dans cette étude, deux problèmes se posent. Dans un premier temps, les scores d'efficacité sont biaisés parce qu'ils découlent de l'estimation DEA qui sous-estime de manière systématique la vraie frontière de production<sup>8</sup>. Il faudrait donc tenir compte de ce biais dans l'estimation tronquée. Dans un second temps, remarquons que  $\hat{\theta}_i$  dépend de  $x$  et de  $y$ ; donc une corrélation existe entre  $x$ ,  $y$  et  $Z$  et par conséquent entre  $Z$  et  $\varepsilon$ . Nous avons donc à ce niveau un problème d'endogénéité, ce qui rend impossible l'usage des méthodes classiques d'inférences qui se basent sur l'indépendance des termes d'erreurs. La méthode d'estimation de Simar et Wilson (2007) permet de contourner ces deux problèmes.

En partant de l'équation (5), Simar et Wilson (2007) montrent que l'on peut la réécrire de la façon suivante afin de tenir compte du biais d'estimation en échantillon fini :

$$\hat{\theta} - BIAIS(\hat{\theta}) - u_i = Z_i \beta + \varepsilon_i \quad (7)$$

Le terme  $u_i$  est inconnu et ne peut être estimé, en revanche  $BIAIS(\hat{\theta})$  peut être estimé via une procédure bootstrap (voir Efron et Tibshirani (1993)) :

$$\widehat{BIAIS}(\hat{\theta}_i) = BIAIS(\hat{\theta}_i) + v_i \quad (8)$$

Cette estimation du biais est par la suite utilisée pour obtenir une estimation corrigée du biais de  $\theta$  :

$$\hat{\hat{\theta}}_i = \hat{\theta}_i - \widehat{BIAIS}(\hat{\theta}_i) \quad (9)$$

Par conséquent l'expression à estimer est :

$$\hat{\hat{\theta}} + v_i - u_i = Z_i \beta + \varepsilon_i \quad (10)$$

Et comme  $v_i$  et  $u_i$  deviennent négligeables asymptotiquement, l'expression finale à estimer pour obtenir des estimateurs robustes sans biais est :

$$\hat{\hat{\theta}} \approx Z_i \beta + \varepsilon_i \quad (11)$$

En échantillon fini, il faudrait donc tenir compte des termes  $v_i$  et  $u_i$  : après une procédure bootstrap afin d'éliminer le biais d'échantillonnage, on simule la fonction de densité pour aboutir à une inférence correcte sachant qu'aucune loi correcte ne peut être déduite dans ce cas pour caractériser les estimateurs (second bootstrap).

La procédure de double bootstrap qui permet de mener cette estimation *i.e.* tenir compte du biais et mener une inférence statistique cohérente sur  $\beta$  est présentée en détail en Annexe. Il consiste dans un premier temps à estimer les coefficients d'efficacités techniques. Puis une estimation du modèle tronqué par le maximum de vraisemblance est mis en oeuvre sur les exploitations agricoles inefficaces pour obtenir une approximation  $\hat{\beta}$  de  $\beta$  et une estimation  $\hat{\sigma}_\varepsilon$  de  $\sigma_\varepsilon$ . Ces coefficients estimés sont utilisés

8. Ces coefficients d'efficacité estimés sont biaisés (Simar et Wilson, 2000) étant donné qu'elles sont calculés sur un échantillon qui exclu de manière systématique certaines exploitations efficaces faisables mais non observés dans l'échantillon en question.

dans une procédure bootstrap qui permet de corriger le biais d'estimation de  $\theta$ . Ensuite, la méthode du maximum de vraisemblance est utilisée pour estimer la régression tronquée des scores d'efficacité corrigés obtenus de l'étape précédente ( $\widehat{\theta}$ ) sur  $Z$ . De cette étape découle ( $\widehat{\beta}, \widehat{\sigma_\varepsilon}$ ). Un deuxième bootstrap est mis en oeuvre sur la distribution empirique des efficacités corrigées. Enfin, des intervalles de confiances sont construits pour chaque paramètre estimé ( $\widehat{\beta}, \widehat{\sigma_\varepsilon}$ ).

### 3 Les données

Les données utilisées dans l'analyse proviennent d'une des bases de données mise à disposition du projet POPSY : la base des données agricoles d'Eure-et-Loir. Après un traitement préliminaire, un échantillon de 3336 observations réparties sur quatre années (2005-2008) concernant des exploitations spécialisées en grandes cultures est considéré. La technologie retient 4 inputs et 3 outputs. La variable terre rend compte de la surface agricole utile (SAU) de chaque exploitation agricole. Elle est exprimée en hectares. Ensuite la variable travail constituée de la somme de la main d'oeuvre familiale et de la main d'oeuvre salariée est mesurée en unité de travail humain (UTH). La variable consommations intermédiaires quant à elle reprend les charges opérationnelles (engrais, semences, produits phytosanitaires, carburant, etc.) et les autres charges (eau, gaz, électricité, entretien et réparations). Enfin, la variable amortissement approche le niveau de mécanisation et d'équipements en bâtiment de l'exploitation. Les trois outputs considérés sont la production céréalière, la production industrielle et les autres productions (fourrages, légumes, fruits, horticultures et jachère). Cette différenciation des outputs vise à tenir compte du fait que des productions différentes impliquent des utilisations de facteurs de production différentes. Toutes ces dernières variables sont exprimées en euros et sont déflatées via l'utilisation des indices des prix adéquats. Comme l'aléa climatique joue un rôle majeur en agriculture, pour calculer une frontière de production sur l'ensemble de l'échantillon (les quatre années mises bout-à-bout), un indice climatique est aussi calculé pour tenir compte des variations climatiques d'une année à l'autre<sup>9</sup> dans l'échantillon. Cet indice permettra de réajuster les outputs avant l'analyse DEA. En d'autres termes, il servira à ramener à la même échelle les exploitations ayant bénéficié de conditions climatiques favorables et celles ayant été confrontées à de moins bonnes conditions.

L'élaboration de cet indice climatique à pour point de départ le calcul, puis la décomposition de l'indice de malmquist (Malmquist, 1953) sur la base des frontières agrégées. En d'autres termes, nous allons calculer un indice sur l'échantillon global d'année en année. Ensuite cet indice est décomposé en changement d'efficacité ( $E$ ) et en changement technologique ( $P$ ). Le changement technologique désigne soit une expansion, soit une contraction de cette frontière alors que le changement efficacité technique désigne un déplacement de l'entreprise évaluée soit plus près, soit plus loin de la frontière de production. Sur des périodes relativement courte comme c'est le cas pour notre échantillon d'exploitations agricoles, le changement technologique d'une année à l'autre est en grande partie dû aux variations climatiques. Nous allons donc le considérer comme indice climatique pour corriger nos outputs<sup>10</sup>.

L'indice de productivité de malmquist entre deux périodes  $t$  et  $t+1$  est donné par l'expression suivante :

$$M = \left( \frac{D^t(x^{t+1}, y^{t+1}) \times D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D^t(x^t, y^t) \times D^{t+1}(x^t, y^t)} \right)^{\frac{1}{2}} \quad (12)$$

Cette expression peut être décomposée de la manière suivante :

$$M = \frac{D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D^t(x^t, y^t)} \times \left( \frac{D^t(x^{t+1}, y^{t+1}) \times D^t(x^t, y^t)}{D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}) \times D^{t+1}(x^t, y^t)} \right)^{\frac{1}{2}} = E \times P \quad (13)$$

---

9. Nous considérons dans cette analyse que les variations climatiques annuelles d'une zone à l'autre sont négligeables puisque notre échantillon provient du même bassin de production d'Eure-et-Loir. Les exploitations sont donc supposées bénéficier de conditions pédo-climatiques assez similaires.

10. Pour pouvoir évaluer une éventuelle expansion ou contraction de la frontière de production d'une année à l'autre, il faudrait choisir une année de base.

$E$  mesure le changement d'efficacité technique entre  $t$  et  $t + 1$  et  $P$ , le changement technologique entre  $t$  et  $t + 1$ . Pour des échantillons étalés sur une courte période  $P$  peut être donc assimilé à un indice de variation climatique. Le programme utilisé pour calculer les éléments constitutifs du malmquist sur le secteur est le suivant :

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{Max } \theta = D^\rho(x^\sigma, y^\sigma) \\ s/c \\ J^\rho \sum_{j=1}^{J^\rho} \mu_j y_j^\rho \geq \theta \sum_{j=1}^{J^\sigma} y_j^\sigma \\ J^\rho \sum_{j=1}^{J^\rho} \mu_j x_j^\rho \leq \sum_{j=1}^{J^\sigma} x_j^\sigma \\ \sum_{j=1}^{J^\rho} \mu_j = 1; \rho, \sigma = t, t + 1 \end{array} \right.$$

Avec  $J^\rho$ ,  $J^\sigma$  le nombre d'exploitations agricoles respectives des périodes  $\rho$  et  $\sigma$ .  $y^\rho$  et  $y^\sigma$  (respectivement  $x^\rho$  et  $x^\sigma$ ) sont les vecteurs d'outputs (respectivement d'inputs) de la date  $\rho$  et  $\sigma$ .

Les indices de malmquist calculés sur notre échantillon, en prenant 2007 comme année de base sont donnés par la table 1 :

TABLE 1 – Calcul des indices climatiques

	Malmquist	Chang. ef.	Chang. techn.
2005-2007	1,064857	0,997541	1,067482
2006-2007	0,972307	0,962473	1,102174
2007-2007	1	1	1
2008-2007	1,154283	1,183230	0,975536

Enfin la table 2 donne les statistiques descriptives des variables utilisées pour l'évaluation de la performance des exploitations agricoles d'Eure-et-Loir.

TABLE 2 – Descriptif des variables DEA

	Inputs				Outputs		
	Travail	Terre	Amort.	Cons. Inter.	Céréales	Indust.	Autres
<b>Moyenne</b>	1,2309	127,5170	24894,0296	71104,2643	65773,1092	31710,5625	4363,5736
<b>Médiane</b>	1	119,7150	22273,6830	64262,4194	60563,3187	24154,9438	0
<b>Ecart-type</b>	0,4560	51,1217	15248,8151	33032,7764	30384,7639	26754,4224	14920,4335

En ce qui concerne les variables exogènes qui sont introduites dans la seconde étape de l'analyse, nous retenons dans un premier temps les aides découplées ramenées à l'hectare<sup>11</sup>. Cette variable est notre variable d'intérêt et est déflatée par l'indice de prix adéquat. Ensuite, quelques variables de contrôle sont incluses : la part de la main d'oeuvre familiale dans la main d'oeuvre totale, la part des terres appartenant à l'exploitant dans le total SAU, la part des cultures céréalières dans la SAU totale et la part des cultures industrielles dans la SAU totale. Enfin le taux d'endettement de court et moyen terme et le taux d'endettement de long terme représenteront nos variables financières. Ces variables renseignent sur les réserves de liquidités financières au même titre que les aides découplées à l'hectare.

11. Les aides couplées ne sont pas considérées car elles sont susceptibles d'introduire de l'endogénéité dans l'analyse.

## 4 Résultats des estimations

La méthode annoncée plus haut conduit à l'estimation dans un premier temps d'une frontière de production. La table 3 donne les scores d'efficacité technique calculés sur l'échantillon global constitué. L'analyse de ces scores permet de porter un jugement sur la structure de production et l'utilisation optimale des facteurs de production des exploitations agricoles d'Eure-et-Loir. En moyenne et pour une fonction de production à rendement d'échelles variables, les exploitations peuvent augmenter de plus de moitié la production des trois outputs que sont les céréales, la production industrielle et les autres cultures. La principale remarque est que le niveau moyen d'inefficacité est relativement important. Ce niveau élevé peut s'expliquer par le fait que l'analyse compare des exploitations dont les structures de production à l'intérieur des trois grands groupes d'outputs retenus diffèrent assez fortement. Il conviendrait dans une analyse plus approfondie ultérieure de mesurer la sensibilité des scores au niveau de découpage des outputs.

La classification des scores d'efficacité obtenus suivant les années est présente également dans la table 3. Il y'a une légère amélioration, en moyenne de l'efficacité technique en 2007 et 2008. Il n'y a cependant pas de tendance générale à la hausse ou à la baisse.

TABLE 3 – Descriptif des efficacités

	Efficacités (toute la période)	2005	2006	2007	2008
<b>Moyenne</b>	1,5833	1,6252	1,6810	1,4357	1,5891
<b>Médiane</b>	1,5545	1,6250	1,6568	1,3861	1,5669
<b>Ecart-type</b>	0,3621	0,3351	0,3684	0,3114	0,3936

La deuxième étape de l'analyse explore les déterminants de cette inefficacité et plus particulièrement, l'effet des aides découplées de la PAC. Pour cela, les variables environnementales retenues sont régressées sur ces coefficients d'efficacité (table 4<sup>12</sup>).

TABLE 4 – Régression sur les scores d'efficacités

	Valeurs	Sig.	Inter. conf. à 1%		Inter. conf. à 5%		Inter. conf. à 10%	
			Inf.	Sup.	Inf.	Sup.	Inf.	Sup.
Tx endet. LT	-0.5394	(n.s.)	-6.0680	4.5221	-4.8759	2.6776	-4.3314	2.0284
Tx endet. CT	-0.0024	(**)	-0.0069	0.0005	-0.0068	-0.0003	-0.0067	-0.0007
Part surf. cér./SAU	-9.7972	(***)	-17.6865	-6.4547	-16.2749	-7.8761	-15.4898	-8.4530
Part surf. Ind./SAU	-3.7414	(**)	-10.7561	1.2916	-8.8439	-0.1870	-8.1477	-0.9039
Part MO fam./MO	2.4671	(***)	1.8714	4.6961	2.1117	4.3462	2.2626	4.1483
Part ter. de expl.	1.7000	(***)	0.6702	3.5115	1.0348	3.1412	1.2016	2.9513
Aides déc. à l'ha	-0.0792	(***)	-0.1777	-0.0610	-0.1588	-0.0703	-0.1498	-0.0748

L'aide découplée ramenée à l'hectare exerce un effet positif (négatif) sur l'efficacité (l'inefficacité) technique des exploitations de grandes cultures d'Eure-et-Loir. Donc une plus grande liberté dans la gestion des sols permet une plus grande efficacité de production. Par ailleurs, plus la part de la main d'oeuvre familiale dans la main d'oeuvre totale et la part des terres appartenant à l'exploitant dans la SAU totale sont élevées, plus l'agriculteur est pénalisé en termes de performances. Cela voudrait dire les exploitants possédant une partie importante de leurs terres et les petites exploitations (main d'oeuvre familiale importante) sont moins dans une logique de rendements et de performance. Aussi, la spécialisation en cultures céréalière et en cultures industrielles est bénéfique pour ces agriculteurs.

12. Les intervalles de confiance sont calculés sur la base de la distribution empirique des coefficients d'efficacité. Il n'existe pas par conséquent de loi statistique décrivant le comportement de cette variable. Ces intervalles contiennent toute l'information pour faire l'inférence statistique.

Enfin, le taux d'endettement de court et moyen terme, exerce un effet positif sur l'efficacité technique des exploitations agricole d'Eure-et-Loir à 5%. Cela peut venir renforcer notre principal résultat qui dit qu'une plus grande liberté dans la gestion des assolements est bénéfique en terme d'efficacité productive. En effet, si l'agriculteur a accès à des financements de court et moyen terme, il sera moins dépendant des aides couplées (plus libre de sa gestion des cultures) et donc plus performant.

## 5 Conclusion

Ce papier analyse les effets du nouveau mode d'attribution des aides découlant des accords de Luxembourg (2003) sur l'efficacité technique des exploitations agricoles d'Eure-et-Loir. La période d'étude va de 2005 à 2008, ce qui permet de bien mettre en évidence les deux situations agricoles avant et après 2006 (avant et après l'introduction de DPU en France). Pour extraire cet effet, une méthode semi-paramétrique d'estimation a été mise en oeuvre. Les résultats montrent que pour les exploitants agricoles de grandes cultures d'Eure-et-Loir, les Droits à Paiement Unique impactent positivement leurs performances productives, ce qui semble être en conformité avec les objectifs du découplage des aides à savoir : soumettre davantage les producteurs aux signaux de marché pour les inciter à gérer plus efficacement leurs ressources factorielles.

## Références

- BAKUCS, L., LATRUFFE, L., FERTÖ, I. et FOGARASI, J. (2010). Impact of EU accession on farms' technical efficiency in Hungary. *Post-Communist Economies*, 22 (No. 2):165–175.
- BEZLEPKINA, I. V. et LANSINK, O. A. (2006). Impact of debts and subsidies on agricultural production : Farm-data evidence. *Quarterly Journal of International Agriculture*, 45:7–34.
- EFRON, B. et TIBSHIRANI, R. (1993). *An introduction to the Bootstrap*. London : Chapman & Hall.
- EMVALOMATIS, G., LANSINK, O. A. et STEFANOÛ, S. (2008). An examination of the relationship between subsidies on production and technical efficiency in agriculture : The case of cotton producers in Greece. In *Paper presented at the 107th EAAE seminar "Modelling of Agricultural and Rural Development Policies"*, Seville, Spain 29 January-1 february.
- FARRELL, M. J. (1957). The Measurement of Productive Efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society Series*, 120 (Part 3):253–281.
- FÄRE, R., GROSSKOPF, S., NORRIS, M. et ZHANG, Z. (1994). Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries. *The American Economic Review*, No. 84:66–83.
- KLEINHAN, W., MURILLO, C., JUAN, C. S. et SPERLICH, S. (2007). Efficiency, subsidies and environmental adaptation of animal farming under CAP. *Agricultural Economics*, 36:49–64.
- KNEIP, A., PARK, B. U. et SIMAR, L. (1998). A Note on the Convergence of Nonparametric DEA Estimators for Production Efficiency Scores. *Econometric Theory*, 14 (No. 6):783–793.
- KUMBHAKAR, S. C. et SIPILÄINEN, T. (2010). Effect of direct payments on farm performance : The case of dairy farms in northern EU countries. *Working Paper, University of Helsinki*, No. 43.
- LANSINK, A. et PEERLINGS, J. (1996). Modelling the new EU cereals and Oilseed regime in the Netherlands'. *European Review of Agricultural Economics*, 23:161–178.
- LATRUFFE, L., GUYOMARD, H. et MOUËL, C. L. (2009). The role of public subsidies on farms' managerial efficiency : An application of a five-stage approach to France. *Working Paper SMART-LERECO*.
- LATRUFFE, L. et SAUER, J. F. (2010). Subsidies, Production Structure an Technical Change : A cross-country comparison. In *Agricultural and Applied Economics Association, Denver, Colorado, July 25-27*.
- MALMQUIST, S. (1953). Index Numbers and Indifference Surface. *Trabajos de Estadística*, 4:209–242.
- SERRA, T., ZILBERMAN, D., GOODWIN, B. K. et HYVONEN, K. (2005). Replacement of agricultural price supports by area payments in the European Union and the effects on pesticide use. *American Journal of Agricultural Economics*, 87:870–884.
- SIMAR, L. et WILSON, P. (2007). Estimation and inference in two-stage, semi-parametric models of production processes. *Journal of Econometrics*, 136:31–64.
- SIMAR, L. et WILSON, P. W. (2000). A general methodology for bootstrapping in non-parametric frontier models. *Journal of Applied Statistics*, 27 (No. 6):779–802.
- YOUNG, C. E. et WESTCOTT, P. (2000). How decoupled is U.S. agricultural support for major crops ? *American Journal of Agricultural Economics*, 82:762–767.
- ZHU, X. et LANSINK, A. O. (2010). Impact of CAP Subsidies on Technical Efficiency of Crop Farms in Germany, the Netherlands and Sweden. *Journal of Agricultural Economics*, 61 (No. 3):545–564.

## 6 Annexe : Procédure d'estimation

Cet algorithme décrit la procédure du double bootstrap (Algorithme #2) proposée par (Simar et Wilson, 2007).

- [1] Using the original data in  $\Omega_n$ , compute  $\widehat{\delta}_i = \widehat{\delta}(x_i, y_i | \widehat{\Psi}) \forall i = 1, \dots, n$  using (4).
- [2] Use the method of maximum likelihood to obtain an estimate  $\widehat{\beta}$  de  $\beta$  as well as an estimate  $\widehat{\sigma}_\varepsilon$  of  $\sigma_\varepsilon$  in the truncated regression of  $\widehat{\delta}_i$  on  $z_i$  in  $\widehat{\theta}_i = Z_i\beta + \varepsilon_i$  using the  $m < n$  observations when  $\widehat{\delta}_i > 1$ .
- [3] Loop over the next four steps ([3.1]-[3.4])  $L_1$  times to obtain  $n$  set of bootstrap estimates  $B_i = \{\widehat{\delta}_{ib}^*\}_{b=1}^{L_1}$  :
  - [3.1] For each  $i = 1, \dots, n$ , draw  $\varepsilon_i$  from the  $N(0, \widehat{\sigma}_\varepsilon^2)$  distribution with left-truncation at  $(1 - z_i\widehat{\beta})$
  - [3.2] Again for each  $i = 1, \dots, n$ , compute  $\delta_i^* = z_i\widehat{\beta} + \varepsilon_i$
  - [3.3] Set  $x_i^* = x_i, y_i^* = y_i \widehat{\delta}_i / \delta_i^*$  for all  $i = 1, \dots, n$
  - [3.4] Compute  $\widehat{\delta}_i^* = \widehat{\delta}(x_i, y_i | \widehat{\Psi}^*) \forall i = 1, \dots, n$ , where  $\widehat{\Psi}^*$  is obtained by replacing  $X, Y$  in  $\widehat{\Psi} = \{(x, y) : \sum_{i=1}^n \lambda_i y_i \geq y; \sum_{i=1}^n \lambda_i x_i \leq x; \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1\}$  with  $Y^* = [y_1^*, \dots, y_n^*], X^* = [x_1^*, \dots, x_n^*]$
- [4] For each  $i = 1, \dots, n$ , compute the biais-corrected estimator  $\widehat{\delta}_i$  defined by (9) using the bootstrap estimates in  $B_i$  obtained in step [3.4] and the original estimate  $\widehat{\delta}_i$
- [5] Use the method of maximum likelihood to estimate the truncated regression of  $\widehat{\delta}_i$  on  $z_i$ , yielding estimates  $(\widehat{\beta}, \widehat{\sigma})$
- [6] Loop over the next three steps ([6-1] - [6-3])  $L_2$  times to obtain a set of bootstrap estimates  $\varphi = ((\widehat{\beta}^*, \widehat{\sigma}^*)_b)_{b=1}^{L_2}$  :
  - [6-1] For each  $i = 1, \dots, n$ , draw  $\varepsilon_i$  from  $N(0, \widehat{\sigma})$  distribution with left-truncation at  $(1 - z_i\widehat{\beta})$
  - [6-2] Again for each  $i = 1, \dots, n$ , compute  $\delta_i^{**} = z_i\widehat{\beta} + \varepsilon_i$
  - [6-3] Use the maximum likelihood method to estimate the truncated regression of  $\widehat{\delta}_i^*$  on  $z_i$ , yielding estimates  $(\widehat{\beta}^*, \widehat{\sigma}^*)$
- [7] Use the bootstrap values in  $\varphi$  and the original estimates  $\widehat{\beta}, \widehat{\sigma}$  to construct estimated confidence intervals for each element of  $\beta$  and for  $\sigma_\varepsilon$ .