

Impact de l'accord de Luxembourg sur la consommation de pesticides en Eure-et-Loir *

AYOUBA KASSOUM¹

LEM-CNRS (UMR 9221), IESEG School of Management
a.kassoum@ieseg.fr

HENRI-BERTRAND LEFER

TVES, Université du littoral Côte d'Opale
henri-bertrand.lefer@univ-littoral.fr

Cet article analyse l'effet des Droits à Paiement Unique (*DPU*) introduits par les accords de Luxembourg (2003) sur l'utilisation des pesticides dans les exploitations agricoles d'Eure-et-Loir sur la période 2005-2008. Une analyse en deux étapes y est proposée. Dans une première étape, un modèle d'estimation non paramétrique de frontière (Free Disposal Hull – *FDH*) est utilisé afin de sélectionner les exploitations situées sur la frontière de coût (coût-efficaces). Dans une deuxième étape, une régression quantile est mise en oeuvre sur ces exploitations retenues, afin de déceler un éventuel effet des *DPU* sur l'utilisation de pesticides. Notre étude débouche sur trois remarques importantes. Premièrement, les Droits à Paiement Unique ont un impact significatif et négatif sur l'utilisation des pesticides en Eure-et-Loir (diminution de l'usage), et cela pour tous les quantiles analysés. Deuxièmement, l'effet des *DPU* est croissant avec l'utilisation de pesticides : plus l'exploitant utilise de pesticides, plus l'introduction des *DPU* aura un effet sur cet usage. Troisièmement la spécialisation et la diversification en assolements n'entraîne pas de différences de réaction de la gestion des pesticides à la réforme de la *PAC* de 2003.

Mots clés : Droit à Paiement Unique, Estimation non paramétrique, Pesticides, Régressions quantiles

Classification JEL : C14, 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. Correspondance : Ayoub Kassoum, IESEG School of Management, 3 rue de la Digue, Lille - France.

1 Introduction

La réforme de la politique agricole commune (*PAC*) de 2003, communément appelée « accord de Luxembourg » se situe dans la continuité des réformes précédentes (e.g. la réforme Mac Sharry, l’agenda 2000) visant l’abandon des prix garantis au profit d’aides directes, tout en proposant des ruptures importantes : le découplage des aides, l’éco-conditionnalité, le financement du développement rural (second pilier). Elle promet plus globalement une agriculture « durable » par une meilleure prise en compte de ses effets environnementaux.

Les politiques agricoles de manière générale et la réforme de 2003 en particulier influencent potentiellement les décisions des agriculteurs : elles peuvent modifier la structure des prix relatifs des facteurs de production et de la production, faire apparaître un effet revenu pouvant modifier les décisions d’investissement des agriculteurs [Sckokai et Moro, 2009], ou encore avoir un effet d’assurance atténuant le risque de production pesant sur l’activité agricole. Via tous ces canaux, la Politique Agricole Commune a, *in fine* des effets sur les choix productifs des agriculteurs i.e., sur la combinaison d’intrants productifs [Serra *et al.*, 2005].

Une littérature abondante s’est formée autour de l’investigation des effets de l’évolution de la *PAC* sur l’agriculture et plus précisément sur l’analyse de l’impact des aides allouées aux agriculteurs sur l’efficacité technique de leurs exploitations agricoles. A titre d’exemple Boussemart *et al.* [2011] montrent que les aides découplées de la réforme de 2003 ont un effet positif sur l’efficacité technique des exploitations agricoles d’Eure-et-Loir. Aussi Latruffe *et al.* [2009] analysent des exploitations françaises spécialisées en céréales et oléo-protéagineux (*COP*) et en viande, observées en 2004 et arrivent à la conclusion qu’il y a une forte relation négative entre l’efficacité managériale et les aides directes de la *PAC*.

Étant donné que ces réformes impactent potentiellement la combinaison productive à l’échelle de l’exploitation agricole, nous nous proposons dans cet article de voir l’effet de la réforme de 2003 sur l’utilisation d’un facteur de production sensible en ces temps de promotion d’une agriculture plus respectueuse de la santé humaine et de l’environnement : le facteur « pesticides ».

Très utilisés, depuis les années 50 pour lutter contre les organismes vivants jugés nuisibles pour les cultures, les pesticides ont permis avec le recours à la fertilisation chimique, le développement des techniques d’irrigation et des technologies de travail du sol et de récolte, que, par exemple, la productivité globale des céréales ait doublé entre 1966 et 2006 [FAO, 2008]. Cette utilisation intensive a également été renforcée par des études montrant que la productivité marginale des pesticides est en moyenne beaucoup plus importante que leurs coûts d’utilisation (Campbell [1976]; Headley [1968]). A titre illustratif, de 1945 à 1985, la

consommation mondiale de pesticides a doublé tous les dix ans (Gatignol et Etienne [2010]).

Cependant, les coûts environnementaux résultant de ce modèle d'agriculture intensive sont aujourd'hui reconnus [Aubertot *et al.*, 2007]. Les pesticides peuvent avoir notamment un effet négatif sur la santé humaine, la faune et la flore. Cela inclut la toxicité envers les organismes non ciblés, la contamination de l'air, des sols et de l'eau, l'augmentation de la résistance des ravageurs aux traitements. Pour tenter de réguler leur usage, divers instruments ont été mis en place par les gouvernements. En France, par exemple, l'élargissement des missions du comité d'orientation pour des pratiques agricoles respectueuses de l'environnement (*CORPEN*) et le plan « Ecophyto 2018 » visant la réduction de 50 % de l'usage des pesticides au niveau national dans un horizon de 10 ans s'inscrivent dans cet élan. A l'échelle européenne, outre les objectifs affichés et les moyens mis en oeuvre (éco-conditionnalité et mesures agri-environnementales et climatiques) pour soutenir une agriculture plus respectueuse de l'environnement, le découplage des aides peut impacter les choix productifs et donc les rendements obtenus et la consommation des facteurs de production qui les permettent, dont les pesticides.

Déjà, Serra *et al.* [2005] ont étudié la relation entre les aides directes et l'utilisation de pesticides agricoles. Ils ont ainsi montré que la réforme Mac Sharry de la *PAC* en 1992, qui découple les subventions des rendements et les couple aux surfaces, entraîne une réduction de l'usage des pesticides. Nous proposons ici, sur la base d'un échantillon d'exploitations de grandes cultures d'Eure-et-Loir, suivies entre 2005 et 2008, de montrer dans quelle mesure la réforme de la *PAC* de 2003 conduit aux mêmes conclusions.

La suite de cet article est organisée de la manière suivante : la démarche méthodologique en deux temps est présentée dans le détail dans la section 2. Les résultats obtenus grâce à cette méthode sur un échantillon d'exploitations agricoles d'Eure-et-Loir (Section 3) sont exposés à la Section 4, en discernant les éléments explicatifs des variations de consommation de pesticides, notamment l'introduction du découplage des aides.

2 Méthodologie

Les stratégies d'adaptation à la réforme de 2003, comme abordé en partie plus haut, peuvent être de plusieurs ordres : substitution entre cultures pour capter les aides encore couplées, abandon de cultures historiques qui ne sont plus directement aidées, baisse de l'acte de production au profit d'un entretien agronomique minimal des terres, extensification des pratiques pour diminuer l'impact sur le revenu d'une aide déconnectée de la production, etc. Ces

différents scénarios possibles devraient avoir des conséquences sur les quantités de pesticides utilisées par les agriculteurs.

Pour révéler l'effet de ces changements de comportements potentiels sur l'utilisation de pesticides, nous proposons une analyse en deux étapes. Dans un premier temps, les exploitations agricoles coût-efficaces sont extraites via un modèle *FDH* (Tulkens [1993], Weill [2006]). Cela permet de repérer les exploitants agricoles qui sont rationnels en ce qui concerne le choix de leur combinaison de facteurs de production et donc dans la gestion des pesticides. Ces exploitations agricoles sont les seules susceptibles de nous renseigner sur l'effet de la réforme de 2003. Les variations des combinaisons productives des exploitations agricoles inefficaces ne sont pas interprétables à cause des problèmes d'imputation. En effet la variation de la combinaison productive d'une exploitation inefficace peut être une réponse à la réforme de la *PAC* ou/et juste une variation permettant de diminuer l'inefficacité, qui se serait produite avec ou sans réforme de la *PAC*. Dans un second temps, des régressions (*MCO* et quantile) sont menées sur ces exploitations coût-efficaces afin de déceler un éventuel effet de la réforme de l'attribution des aides de la *PAC* tout au long de la distribution de la variable utilisation de pesticides. Cette régression quantile est complémentaire aux *MCO* et permet de voir de manière précise les potentielles disparités de réaction au découplage suivant le niveau d'utilisation de pesticides (utilisation faible, moyenne ou élevée). Afin d'être encore plus précis dans l'explication de la réaction des agriculteurs aux aides découplées, nous réutilisons cette méthodologie en deux étapes sur notre échantillon, mais en différenciant les exploitations agricoles diversifiées et spécialisées. En d'autres termes, nous essayons de voir les éventuelles disparités de réaction de l'utilisation des pesticides aux *DPU*, suivant la structure des exploitations agricoles en termes d'assolement.

Commençons par la définition du cadre non paramétrique dans lequel va prendre place l'estimation des coûts de production. Cette estimation est adossée et dépend de la technologie utilisée par les exploitants agricoles. Nous partons d'un échantillon de D exploitations produisant N produits ($\mathbf{y} \in \mathbb{R}_+^N$) à l'aide de M facteurs de production ($\mathbf{x} \in \mathbb{R}_+^M$). La technologie utilisée est définie comme suit :

$$T = \{(\mathbf{x}, \mathbf{y}) : \mathbf{x} \text{ permet de produire } \mathbf{y}\} \quad (1)$$

Cette technologie de production est censée vérifier les quatre hypothèses suivantes : H1. $(0, 0) \in T$ et si $(0, \mathbf{y}) \in T$ alors $\mathbf{y} = 0$; H2. T est borné $\forall \mathbf{y} \in \mathbb{R}_+^N$; H3. T est un ensemble fermé; H4. $\forall (\mathbf{x}, \mathbf{y}) \in T$ et $\forall (\mathbf{x}', \mathbf{y}') \in \mathbb{R}_+^M \times \mathbb{R}_+^N$, si $(\mathbf{x}, -\mathbf{y}) \leq (\mathbf{x}', -\mathbf{y}')$ alors $(\mathbf{x}', \mathbf{y}') \in T$.

Ces hypothèses trouvent leurs origines dans l'intuition économique et s'interprètent assez

facilement. La première hypothèse traduit le fait qu'il est impossible de produire sans inputs et aussi qu'un vecteur d'output nul est toujours possible. Dans sa globalité, cette hypothèse veut donc montrer que la présence de facteurs de production est une condition nécessaire à l'opération de production. La deuxième hypothèse, elle, stipule que l'ensemble des possibilités de production est borné, i.e. qu'il est impossible de produire une quantité infinie d'output sur la base d'une quantité finie de facteurs de production. L'hypothèse $H3$ stipule que l'ensemble de production est fermé. Cela permet de définir la technologie efficace comme constituée des points frontières de l'ensemble de production T . L'hypothèse $H4$ est relative à la libre disposition des inputs et des outputs. La libre disposition des facteurs de production par exemple se réfère au fait qu'un producteur peut produire avec une certaine quantité de facteurs tout ce qu'il pourrait produire s'il disposait de quantités de facteurs moindres.

La technologie définie par l'équation 1, en utilisant l'échantillon observé de D exploitations agricoles et lorsqu'elle satisfait les hypothèses $H1 - H4$ peut se réécrire de la manière suivante :

$$T = \left\{ \begin{array}{l} (\mathbf{x}, \mathbf{y}) \text{ tel que} \\ \sum_{d=1}^D \lambda_d \mathbf{y}_d \geq \mathbf{y} \\ \sum_{d=1}^D \lambda_d \mathbf{x}_d \leq \mathbf{x} \\ \sum_{d=1}^D \lambda_d = 1, \lambda_d \in \{0, 1\} \end{array} \right. \quad (2)$$

Le coût total de production de l'exploitation agricole d est défini comme suit : $C_d = w \mathbf{x}_d^\top$. w est le vecteur de prix des facteurs de production et $^\top$ est l'opérateur « transposée ». En tenant compte de la technologie utilisée, la fonction de coût est donnée par :

$$C(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \{w \mathbf{x}^\top : (\mathbf{x}, \mathbf{y}) \in T\} \quad (3)$$

En supposant sur une année que tous les exploitants agricoles sont confrontés au même prix des inputs, nous pouvons directement considérer les coûts de production observés en lieu et place du produit des quantités des inputs et de leur prix d'achat. Cette hypothèse suppose que toutes les exploitations agricoles ont le même pouvoir de négociation. A partir de là, nous pouvons estimer pour chaque plan de production \mathbf{y}_0 , obtenu avec les facteurs de production \mathbf{x}_0 , les coûts de production minimum en utilisant le programme linéaire suivant :

$$\left\{ \begin{array}{l} \min C \\ s/c \\ \sum_{d=1}^D \lambda_d \mathbf{y}_d \geq \mathbf{y}_0 \\ \sum_{d=1}^D \lambda_d C_d \leq C \\ \sum_{d=1}^D \lambda_d = 1, \lambda_d \in \{0, 1\} \end{array} \right. \quad (4)$$

avec C_d , le coût total de production de l'exploitation d et \mathbf{y}_d la production totale de l'exploitation d .

Ce programme linéaire a pour avantage de ne pas nécessiter la spécification d'une forme fonctionnelle de la technologie pour estimer la fonction de coût. Aussi, comparé aux autres méthodes non paramétriques d'estimation, il ne requiert que l'hypothèse de libre disposition des facteurs de production et des produits¹. Cette méthodologie d'estimation s'appelle Free Disposal Hull (*FDH*).

Précisons que nous disposons dans notre échantillon de 25 cultures. L'information sur les productions par culture est absente, seule la valeur globale agrégée au niveau de l'exploitation agricole est disponible. Nous remplaçons dans le programme 4 les contraintes relatives aux outputs par une contrainte relative au revenu provenant de ces 25 cultures pour l'exploitation d :

$$R_d = \sum_{i=1}^{25} p^i \times \mathbf{y}_d^i \quad (5)$$

avec R_d le revenu provenant des cultures présentes dans l'exploitation d .

Afin de nous assurer qu'au niveau de l'estimation, le nouveau programme linéaire obtenu compare des plans de production comparables (l'agrégation nous fait perdre l'information sur la structure des outputs) nous ajoutons au modèle classique *FDH* une contrainte permettant de limiter les écarts d'assolement entre l'exploitation évaluée et son référentiel des optimums possibles (ensemble de référence). Cela est rendu possible par le fait que nous avons l'information sur les surfaces occupées par chaque culture au niveau des exploitations agricoles. Nous comparons ainsi des exploitations dont l'assolement est similaire et par voie de conséquence ayant des stratégies de traitement phytosanitaires potentiellement interchangeables, ce qui est important dans une démarche de recherche d'efficacité-coût. La construction de cette contrainte a été décrite et exposée dans Boussemart *et al.* [2015]. Elle a la forme suivante

1. La méthode Data Envelopment Analysis par exemple requiert en plus de cette hypothèse, celle de convexité.

dans le cadre de cette analyse :

$$\sum_{d=1}^D \{|(Part_d^1 - Part_0^1)| + \dots + |(Part_d^c - Part_0^c)|\} \leq H \quad (6)$$

avec $Part_d^1$ la part de la surface de la première culture de l'exploitation d dans sa surface agricole utile (SAU). H est l'écart d'assolement retenu et c le nombre de cultures différentes dans l'échantillon. Avec cette variable de proportions ($Part_d^1$), la contrainte (distance de Hamming) que nous utilisons sera comprise entre 0 et 2. Plus la distance est faible plus les exploitations agricoles que nous comparons sont proches et similaires. Plus la distance tend vers 2, plus les exploitations agricoles sont éloignées et n'ont donc pas d'assolements comparables.

Le modèle *FDH* final que nous utilisons dans cette analyse afin de détecter les exploitations agricoles coût-efficaces et le suivant :

$$\left\{ \begin{array}{l} \min C \\ s/c \\ \sum_{d=1}^D \lambda_d R_d \geq R_0 \\ \sum_{d=1}^D \lambda_d C_d \leq C \\ \sum_{d=1}^D \lambda_d = 1, \lambda_d \in \{0, 1\} \\ \sum_{d=1}^D \lambda_d \{|(Part_d^1 - Part_0^1)| + \dots + |(Part_d^{25} - Part_0^{25})|\} \leq H \end{array} \right. \quad (7)$$

Les déterminants de l'utilisation des pesticides sont recherchés pour ces exploitations coût-efficaces obtenues. Une attention particulière est accordée à l'effet des Droits à Paiement Unique.

Cette seconde partie de l'étude repose dans un premier temps sur une analyse par les Moindres Carrées Ordinaires (*MCO*), puis dans un second temps sur une régression quantile (Koenker et Bassett [1978]; Koenker et Hallock [2001]). Cette dernière permet une analyse plus fine, à la différence des *MCO* qui ne portent que sur l'estimation d'effets moyens. En effet, la moyenne ne contient généralement qu'une petite partie de l'information (en cas d'asymétrie des variables étudiées, l'estimation par *MCO* centrée sur la moyenne donne une image imparfaite de la relation étudiée). Si l'on s'intéresse à la variable consommation de pesticides par exemple, la moyenne apporte une information intéressante mais limitée : la consommation de pesticides moyenne ne donne aucune information sur sa répartition plus ou moins inégale dans un échantillon analysé. Aussi en termes d'évaluation de politiques

publiques comme c'est le cas ici, la réforme de 2003 peut par exemple avoir un impact moyen nul mais être jugée bénéfique si elle affecte dans le bon sens un certain groupe d'exploitations agricoles. Il est donc intéressant d'explorer dans notre analyse l'effet des *DPU* tout le long de la distribution de la consommation de pesticides. En résumé, en plus de renseigner la question classique des *MCO* (comment varie la consommation de pesticides avec les *DPU* ?), cette régression quantile permettra de répondre à la question additionnelle : est-ce que les *DPU* impactent de la même manière les exploitations les plus consommatrices de pesticides, les exploitations utilisant des quantités moyennes et les exploitations économes en pesticides ?

Nous considérons $q_\tau(z | W)$ comme étant le quantile d'ordre τ se rapportant aux exploitations ayant les caractéristiques W . z est le vecteur des consommations de pesticides et W la matrice des variables environnementales qui rendent compte du contexte dans lequel évolue les exploitations agricoles. β_τ est le vecteur des coefficients tel que :

$$Q_\tau(z | W) = W^\top \beta_\tau \quad (8)$$

Cette expression représente donc la relation à estimer pour le τ^{ime} quantile. Les coefficients de la régression quantile sont approximés par le programme d'optimisation suivant :

$$\hat{\beta}_\tau = \arg \min_{\{\beta\}} \left(\sum_{d: z_d \geq W_d^\top \beta_\tau} \tau |z_d - W_d^\top \beta_\tau| + \sum_{d: z_d < W_d^\top \beta_\tau} (1 - \tau) |z_d - W_d^\top \beta_\tau| \right) \quad (9)$$

Ces coefficients (β_τ) estimés sont différents pour chaque quantile et leurs estimations s'appuient sur l'ensemble de l'échantillon, en pondérant davantage certaines observations d que d'autres en fonction de leur position dans la distribution conditionnelle de la variable dépendante.

Pour compléter cette analyse, comme annoncé plus haut, nous étudions le lien potentiel pouvant exister entre la spécialisation ou la diversification en termes d'assolement à l'échelle de l'exploitation agricole et la réaction à l'introduction des droits à paiement unique. Nous nous inspirons de l'esprit de l'article de Boussemart *et al.* [2015] afin de définir deux technologies de production : la technologie utilisée par les exploitations diversifiées (T^D) et celle utilisée par les spécialisées (T^S). Nous utilisons l'indice de Herfindahl-Hirschman (HH) afin de définir ces deux technologies de production. Cet indice est calculé à l'échelle de chaque exploitation agricole comme étant la somme des carrés des parts de chacune des cultures de l'exploitation dans la surface agricole totale. Plus cet indice converge vers 1, plus l'exploitation considérée est spécialisée (pour une exploitation à une culture, cet indice vaut un). La

technologie de production utilisée dans les exploitations spécialisées se définit de la manière suivante en utilisant la méthodologie *FDH* :

$$T^S = \begin{cases} (\mathbf{x}, \mathbf{y}) \text{ tel que} \\ \sum_{d=1}^D \lambda_d \mathbf{y}_d \geq \mathbf{y} \\ \sum_{d=1}^D \lambda_d \mathbf{x}_d \leq \mathbf{x} \\ \sum_{d=1}^D \lambda_d = 1, \lambda_d \in \{0, 1\} \\ \sum_{d=1}^D \lambda_d = 0 \text{ si } \exists HH_d \geq HH_{moyen} \end{cases} \quad (10)$$

Ce modèle a pour base celui utilisé pour définir la technologie globale des exploitations agricoles (équation 2). Nous y avons ajouté une contrainte permettant de ne comparer l'exploitation agricole évaluée qu'aux exploitations spécialisées (celles dont l'indice de Herfindahl-Hirschman) est supérieur ou égal à la moyenne – HH_{moyen}). Réciproquement, la contrainte s'écrit $\sum_{d=1}^D \lambda_d = 0$ si $\exists HH_d \leq HH_{moyen}$ pour spécifier les exploitations diversifiées. Deux frontières de coût sont alors estimées en utilisant ces technologies : la frontière de coût des exploitations spécialisées (plus que la moyenne) et celles des diversifiées. A titre d'exemple, le programme permettant d'estimer la frontière des exploitations spécialisées est le suivant :

$$\begin{cases} \min C \\ s/c \\ \sum_{d=1}^D \lambda_d R_d \geq R_0 \\ \sum_{d=1}^D \lambda_d C_d \leq C \\ \sum_{d=1}^D \lambda_d = 0 \text{ si } \exists HH_d \geq HH_{moyen} \\ \sum_{d=1}^D \lambda_d = 1, \lambda_d \in \{0, 1\} \\ \sum_{d=1}^D \lambda_d \{ |(Part_d^1 - Part_0^1)| + \dots + |(Part_d^{25} - Part_0^{25})| \} \leq H \end{cases} \quad (11)$$

Pour chacune des deux frontières estimées, nous remettons en place la procédure en deux étapes (détection des exploitations coût-efficaces puis régression quantile) afin de discerner les éventuelles disparités de réaction à l'introduction des *DPU* selon le degré de spécialisation.

3 Les données utilisées

La méthodologie présentée ci-dessus est appliquée à la base de donnée agricole d'Eure-et-Loir. Ce département est un acteur économique majeur dans la production de céréales et d'oléo-protéagineux (*COP*) en France : il est le premier département français pour la production de céréales d'oléagineux et de pois protéagineux. Plus de 85 % de la surface

agricole utile du département est consacrée à ces cultures, principalement représentées (93 % des surfaces *COP*) par cinq espèces : le blé tendre, le blé dur, l'orge, le maïs et le colza ; le blé tendre représentant à lui seul près de 40 % de ces surfaces. Cela fait de l'agriculture un pilier de l'économie d'Eure-et-Loir. La conséquence de cette observation est que l'économie de ce département dépend beaucoup de l'environnement extérieur, i.e. des conditions naturelles et les politiques publiques auxquelles sont confrontés les exploitants agricoles.

Cette base de données provient du centre de gestion d'Eure-et-Loir (CERFRANCE Alliance Centre) et mise à disposition dans le cadre du projet Popsy : ANR-08-STRA-12-05. Elle regroupe 3462 observations réparties sur 4 années : 950 exploitations en 2005, 926 en 2006, 924 en 2007 et 662 en 2008. La temporalité de cette base nous permet d'observer les comportements de production autour de la réforme de 2003, qui est partiellement entrée en vigueur en 2006 en France avec un découplage des aides de 75 % en ce qui concerne les *COP*). Cette base de données fournit aussi bien des informations sur la structure des exploitations agricoles (répartition de la surface agricole totale entre les cultures, composition de la main d'oeuvre, etc.) que sur l'organisation et le fonctionnement de ces dernières (productions réalisées, état financier, consommations intermédiaires, amortissements, etc.).

Au niveau de la sélection des exploitations agricoles coût efficaces par année, correspondant à la première étape de l'analyse, nous utilisons, comme vu plus haut, le revenu agrégé provenant des cultures présentes dans l'échantillon, le coût total de production et les parts occupées par les 25 cultures dans la surface agricole utile (*SAU*) de chaque exploitation agricole. Le revenu provenant des cultures, exprimé en euro, est directement disponible dans la base de données. Le coût total de production est, quant à lui, calculé. Il comprend les charges opérationnelles (engrais, semences, pesticides), les autres charges (eau, gaz, électricité, entretien et réparations), le coût du foncier (prix locatif moyen de l'exploitation appliqué à la *SAU* quel que soit le mode de faire valoir) et le coût de la main d'oeuvre (salaire et charges sociales, le salaire de la main d'oeuvre familiale étant assimilée à un SMIC). Les valeurs annuelles de la production et du coût total sont présentées² dans le tableau 1.

Comme précisé dans la présentation de la méthodologie, nous avons 25 cultures distinctes dans notre échantillon. Leur répartition n'est pas uniforme suivant les exploitations et les années, comme le montre le tableau 2, classé par ordre d'importance de la part de *SAU*. Nous remarquons pour toutes les années, que les huit premières cultures représentent en moyenne plus de 90% de la *SAU*. Ces parts nous permettent de tenir compte de l'hétérogénéité de la

2. La sélection des exploitations coûts-efficaces se faisant année par année, il n'est pas nécessaire de déflater ces variables.

Tableau 1 – Descriptif des variables du modèle FDH (Euros)

		Moyenne	Minimum	Maximum	Coef. Var. (%)
Coût	2005	145184,76	48871,54	350690,33	35,7
	2006	143771,75	48614,69	305554,68	35,42
	2007	149970,26	56377,48	389100,9	36,7
	2008	167405,3	61463,7	444175,22	35,51
Production	2005	150462,1	33518	410873	44,22
	2006	133053,83	26269	364670	48
	2007	196498,37	41818	516158	45,2
	2008	181277,3	31000	546871	46,87

production agricole observée dans notre échantillon : elles permettront au niveau du processus d'estimation de ne comparer que des exploitations agricoles ayant des plans de production comparables.

Tableau 2 – Descriptif des parts des surfaces dans la SAU en %

	2005				2006				2007				2008			
	Moy.	Min.	Max.	Coef. Var.	Moy.	Min.	Max.	Coef. Var.	Moy.	Min.	Max.	Coef. Var.	Moy.	Min.	Max.	Coef. Var.
Blé tendre	40,27	0	89,7	0,4105	37	0	89,33	0,4575	35,09	0	79,05	0,4847	38,27	0	86,99	0,4228
Colza d'hiver	10,9	0	71,58	0,8626	12,13	0	43,51	0,7707	13,91	0	48,94	0,6816	15,03	0	47,87	0,6641
Jachère	10,9	0	37,28	0,3035	10,85	0	33,16	0,2904	11,79	0	43,73	0,3779	9,05	0	45,74	0,5231
Orge d'hiver	7,47	0	43,27	1,1939	9,49	0	73,25	1,0609	9,76	0	58,2	1,0369	12,35	0	41,94	0,8381
Blé dur	5,88	0	76,48	1,71	8,37	0	77,3	1,4965	7,48	0	67,35	1,402	5,51	0	53,66	1,6326
Pois protéagineux	5,66	0	27,41	1,0479	4,27	0	23,42	1,2553	2,73	0	28,29	1,7278	1,42	0	17,07	2,3013
Mais irrigué	5,13	0	89,94	1,7171	4,64	0	46,1	1,783	4,31	0	50,14	1,8435	4,68	0	55,79	1,8016
Orge de printemps	4,2	0	43,26	1,8217	3,72	0	58,5	2,0131	5,46	0	50,72	1,6345	5,66	0	57,48	1,7539
Betteraves sucrières	1,86	0	34,15	3,0442	1,74	0	31,55	3,1256	1,82	0	33,6	3,039	1,46	0	32,71	3,2935
Blé de force	1,79	0	63,84	3,4724	1,86	0	51,82	3,3653	1,72	0	68,69	3,4733	1,24	0	64,15	3,7267
Pomme de terre	1,3	0	28,76	2,6199	1,34	0	47,66	2,6811	1,46	0	97,3	3,1826	1,04	0	21,21	2,8477
Autres cult. cér.	1,02	0	35,06	3,5503	0,93	0	55,23	3,9834	0,98	0	38,89	3,9361	0,7	0	31,14	4,198
Autres légumes	0,76	0	24,65	3,7238	0,63	0	20,89	3,9039	0,75	0	36,96	3,9961	0,58	0	36,96	4,7626
Maïs	0,63	0	26,18	4,1301	0,47	0	22,06	4,4789	0,57	0	49,91	4,9451	1,11	0	60,47	3,6942
Autres cult. ind.	0,59	0	43,69	4,4179	0,8	0	47,29	4,1628	0,5	0	30,05	4,7672	0,31	0	18,55	5,2564
Haricots	0,45	0	17	4,1143	0,3	0	16,45	4,9158	0,3	0	13,35	4,7849	0,27	0	11	4,9873
Lin	0,28	0	25	5,9983	0,46	0	26,96	4,6902	0,37	0	50,83	6,5674	0,22	0	13,34	6,04
Pois de cons.	0,25	0	13,81	5,5921	0,31	0	36,42	6,2948	0,28	0	16,35	5,4165	0,27	0	12,77	5,4129
Fourrage	0,25	0	19,61	5,2574	0,22	0	15	4,8913	0,25	0	14,38	4,4284	0,34	0	17,13	4,4373
Horticulture	0,12	0	100	27,9841	0,01	0	4,09	13,9302	0,02	0	4,75	13,1437	0,01	0	2,59	12,2544
Avoine	0,1	0	21,98	10,7266	0,07	0	17,76	11,316	0,14	0	13,04	7,3997	0,21	0	26,19	7,2588
Tournesol	0,07	0	14,35	11,2256	0,26	0	19,33	6,186	0,17	0	44,69	10,7716	0,24	0	16,23	5,8176
Oeillette	0,05	0	13,09	15,4138	0,03	0	19,72	22,3503	0	0	0,03	30,3974	0,01	0	6,29	20,1538
Fruits	0,05	0	14,38	13,0229	0,09	0	47,66	17,9419	0,1	0	47,66	17,1993	0,02	0	5,89	15,0813
Luzerne	0,02	0	8,23	20,6848	0,01	0	6,74	26,3627	0,02	0	16,06	25,7473	0	0	0,89	25,7488

Dans le suite de cette analyse, les aides découplées à l'hectare (Aid. déc./ha) des exploitations agricoles coût-efficaces sélectionnées sont régressées sur la consommation totale de pesticides à l'hectare (P/ha). La consommation totale de pesticides et les aides découplées de la PAC sont exprimées en valeur dans notre base de données. Nous les déflatons³ en utilisant les indices de prix adéquats. Plus précisément, la variable consommation de pesticides est déflatée par l'indice des prix des moyens de protection des cultures, disponible sur le site de l'INSEE. Cet indice capte les fluctuations des prix des produits visant à protéger les cultures : fongicides, insecticides et herbicides. La variable aides découplées de la politique agricole commune est, elle, déflatée par l'indice des prix des moyens de production agricoles – Indice général. Cet indice est utilisé car les aides sont souvent utilisées pour couvrir les charges d'exploitations (consommations intermédiaires). Ces différents indices sont présentés en annexe A1.

Dans le suite de cette analyse, les aides découplées à l'hectare (Aid. déc./ha) des exploitations agricoles coût-efficaces sélectionnées sont régressées sur la consommation totale de pesticides à l'hectare (P/ha). Exprimées en valeur, ces deux variables ont été déflatées. Contrairement à la première étape où l'estimation est faite année par année et où nous pouvons nous affranchir de la déflation des variables, dans la deuxième étape, vu que toutes les exploitations coût-efficaces détectées sont analysées en un bloc, nous sommes obligés de déflater les variables considérées. par l'indice des prix des moyens de protection des cultures (INSEE) pour la consommation de pesticides, et par l'indice des prix des moyens de production agricole – Indice général pour les aides découplées. Ce dernier indice a été choisi car les aides sont souvent utilisées pour couvrir les charges d'exploitations (consommations intermédiaires). Ces différents indices sont présentés en annexe A1.

Nous incluons un certain nombre de variables de contrôle dans cette estimation. La part des cultures céréalières (CER/SAU) et industrielles (IND/SAU) dans la SAU totale⁴. Nous disposons, en plus des assolements, des surfaces occupées par les cultures céréalières, les cultures industrielles et les « autres » cultures. représenteront nos variables de spécialisation. Le taux d'endettement à court et moyen terme ($Tx - endet.CMT$) et à long terme ($Tx - endet.LT$) représenteront nos variables financières. Ces variables renseignent sur les réserves de liquidités financières au sein des exploitations. La part de la main d'oeuvre fa-

3. Contrairement à la première étape où l'estimation est faite année par année et où nous pouvons nous affranchir de la déflation des variables, dans la deuxième étape, vu que toutes les exploitations coût-efficaces détectées sont analysées en un bloc, nous sommes obligés de déflater les variables considérées.

4. Nous disposons, en plus des assolements, des surfaces occupées par les cultures céréalières, les cultures industrielles et les « autres » cultures.

miliaire dans la main d'oeuvre totale ($MO - fam./MO$) et la part des terres en propriété dans le total de la SAU ($SAU - expl./SAU$) renseignent sur la structure des exploitations. La consommation de carburant (CAR/ha) et les dépenses relatives à l'entretien et à la réparation du matériel agricole ($ENTR/ha$) sont également considérées pour mesurer leur interaction avec la variable pesticides (substitution ou complémentarité). Étant donné que ces deux variables sont en valeur, nous les déflatons en utilisant respectivement l'indice de prix d'achat des moyens de production agricole – Entretien et réparation du matériel et l'indice de prix d'achat des moyens de production agricole – Carburant (cf. annexe A1). Enfin, la variable travail (MO), exprimée en unité de travail annuel (UTA)⁵, et la variable terre (SAU), en hectares (ha), sont également intégrées afin de capter les variations de l'utilisation des pesticides en fonction de la taille des exploitations. Les statistiques descriptives de toutes ces variables, calculées sur les exploitations agricoles coût-efficaces, déflatées lorsqu'elles sont en valeur, sont consignées dans le tableau 3.

Tableau 3 – Descriptif des variables employées dans les régressions

	Moyenne	Coef. Var.
Tx-endet. LT	0,6023	42,1205
Tx-endet. CMT	0,4552	74,4649
CER/SAU	0,6686	0,1464
IND/SAU	0,2097	0,4531
MO-fam./MO	0,9321	0,1972
SAU-expl./SAU	0,119	1,7267
MO (UTA)	1,2323	0,3736
SAU (ha)	126,8702	0,4043
Aid. déc./ha (euro constant de 2005)	205,5058	1,3207
P/ha (euro constant de 2005)	175,5816	0,282
CAR/ha (euro constant de 2005)	51,6476	6,4718
ENTR/ha (euro constant de 2005)	62,485	3,6998

Rappelons que l'objectif de cette analyse est de déceler à travers les années de notre échantillon les changements de comportements suite à l'application de la réforme en 2006 au moyen des régressions (Moindres Carrés et quantile). Pour ce faire, l'analyse doit être effectuée sur tout l'échantillon (toutes les années mises bout-à-bout). Cela permettra de comparer les comportements de gestion des pesticides de 2005 à ceux de 2008 par exemple. Pour ce faire, il nous faut tenir compte des variations climatiques d'une année à une autre

5. L'unité de travail annuel est une mesure de la quantité de travail humain fourni sur chaque exploitation. Elle équivaut au travail d'une personne travaillant à plein temps pendant une année.

qui peuvent impacter la consommation de pesticides. Nous considérons donc les variables climatiques suivantes : les températures annuelles moyennes en degré ($T - MOY$), les précipitations moyennes en millimètre (cumul annuel), l'ensoleillement annuel ($E - AN$) en cumul horaire, le nombre de jours, par année, avec une précipitation supérieure à 5 millimètres ($NJ - 5$), l'occurrence de fortes chaleurs ($O - CH$), i.e. le nombre de jours, par année, avec une température maximale supérieure à 30 degrés et l'occurrence de grands froids ($O - FR$), i.e. le nombre de jours, par année, avec une température minimale inférieure à -5 degrés. Ces données proviennent de la station météorologique de Champhol (Chartres, Eure-et-Loir) et sont disponibles à l'adresse suivante : <http://www.infoclimat.fr/climatologie/globale/chartres-champhol/07143.html>. Un descriptif de ces variables est présenté dans le tableau 4.

Tableau 4 – Variables climatiques

	2005	2006	2007	2008
Températures moyennes (en ° C)	15,9	16,1	16,0	15,5
Précipitations moyennes (en mm)	536,8	607,4	564,0	601,6
Ensoleillement annuel (en heures)	1780,8	1920,3	1731,4	1721,9
Nombre de jours avec précipitation \geq à 5 mm	33	40	40	43
Occurrence de fortes chaleurs (en jours)	16	20	2	6
Occurrence de fort froid (en jours)	5	6	5	9

Ces variables capteront suivant les années les disparités d'utilisation de pesticides dues aux variations climatiques⁶. Les variations climatiques intra-annuelles, d'une zone à une autre du département, sont considérées comme étant négligeables dans notre analyse. Les exploitations sont donc supposées bénéficier de conditions pédo-climatiques similaires. Cette hypothèse n'est pas forte car Jacquet *et al.* [2011] ont montré dans le cadre du projet ANR Ecophyto que la France est divisée en huit régions lorsque l'on considère comme caractère différenciant la diversité des sols, le climat et la pression des ravageurs. La région Centre-Poitou qui comprend l'Eure-et-Loir est l'une de ces zones homogènes.

4 Résultats des estimations et discussion

Sur la base des 25 classes de cultures, du revenu provenant de ces cultures et du coût total de production définis dans la section précédente, le modèle *FDH* modifié est mis en oeuvre

6. Elles nous permettent en d'autres termes de passer d'une analyse annuelle (étape 1) à une analyse inter-annuelle (étape 2).

pour chaque année afin de ne sélectionner que les exploitations agricoles coût-efficaces d'Eure-et-Loir. Ce programme permet de comparer chaque exploitation agricole à des exploitations dont la somme des écarts d'assolement ne dévie pas de son assolement d'un certain seuil. Dans cette analyse nous avons considéré un écart maximum de 40%, ce qui correspond en fait à un écart d'assolement moyen maximum toléré d'approximativement 1.6% pour chacune des 25 cultures. Dans la réalité, les exploitations de l'échantillon ont en moyenne 6 cultures différentes. Le seuil maximum d'écart de 40% représente donc en moyenne un écart maximum toléré de près de 7% par cultures (cet écart diminue si les exploitations comparées n'ont pas les 6 mêmes cultures).

Un tel seuil permet de constituer un ensemble de référence (les exploitations comparables en termes d'assolement à celle évaluée) comprenant en moyenne, suivant les années, de 9 à 11% des effectifs de l'échantillon (nous avons un référentiel moyen entre 73 et 93 exploitations et médian entre 31 et 39 exploitations). Ce référentiel nous paraît acceptable car l'objectif en utilisant le concept de la distance de Hamming est de veiller à ce que l'écart ne soit pas trop strict et donc d'éviter d'avoir un référentiel très faible où à la limite, une exploitation agricole est comparée à elle-même. Le tableau 5 présente un descriptif de la distribution des cardinaux des ensembles de référence.

Tableau 5 – Référentiels

	2005	2006	2007	2008
Moyenne (nombre d'exploitations)	92,01	93,04	87,68	73,12
Médiane (nombre d'exploitations)	37	37	31,5	39
Échantillon (nombre d'exploitation)	951	927	924	663
Référentiel moyen (% de l'échantillon)	9,6751	10,0367	9,4892	11,0287

Le modèle *FDH* modifié nous permet pour chaque niveau de production d'estimer le coût minimum de production. Les résultats de nos estimations⁷ (voir tableau 6) nous permettent de constater que suivant les années, les exploitants agricoles d'Eure-et-Loir peuvent diminuer en moyenne approximativement de 10% leurs coûts totaux de production. Cet objectif est atteignable en réagissant mieux au prix des facteurs de productions et en choisissant au mieux la combinaison productive à l'échelle de l'exploitation.

En termes d'exploitations agricoles coût-efficaces, elles représentent suivant les années, un peu moins de la moitié de l'échantillon (voir tableau 7).

7. L'estimation est réalisée avec le logiciel R via la procédure lpSolve [R Development Core Team, 2015].

Tableau 6 – Descriptif des estimations de coûts

	2005	2006	2007	2008
Minimum	0,5475	0,3953	0,4821	0,3755
Moyenne	0,9052	0,8951	0,8997	0,8679
Maximum	1	1	1	1
Coefficient de variation	0,1256	0,1394	0,1343	0,1728

Tableau 7 – Filtrage FDH, Écart maximum = 40%

	2005	2006	2007	2008
Nombre d'exploitations coût-efficaces	440	428	440	296
Nombre total d'exploitations agricoles	951	927	924	663
Pourcentage d'exploitations coût-efficaces	46,27	46,17	47,62	44,65

Une régression par les moindres carrés ordinaires (*MCO*) est menée sur ces exploitations coût-efficaces (voir tableau 8). Rappelons que les aides découplées à l'hectare (Aid. déc./ha) sont régressées sur la consommation totale de pesticides à l'hectare (P/ha) et sur un certain nombre de variables de contrôle relatives à la structure et au fonctionnement des exploitations agricoles et à l'aléa climatique.

Les résultats laissent apparaître que les aides découplées ramenées à l'hectare ont globalement un effet significativement négatif sur la consommation de pesticides. Cette diminution de l'usage des pesticides peut s'interpréter de différentes manières ou être la conjonction des alternatives suivantes. La première alternative serait que la réforme de 2003 a entraîné une baisse en moyenne de la *SAU* effectivement utilisée (une partie de la *SAU* est laissée dans un état agronomique satisfaisant, permettant de toucher les *DPU*) et par conséquent une baisse de l'usage moyen par hectare des pesticides. Cette option est cependant peu crédible étant donné que nous ne remarquons pas d'évolution particulières des surfaces en jachère dans l'échantillon suite à l'introduction des *DPU*. La deuxième alternative serait que l'introduction des *DPU* a amené les exploitants d'Eure-et-Loir à baisser leur consommation de produits phytosanitaires en évoluant vers des pratiques plus extensives. La troisième alternative serait que la réforme a entraîné une substitution entre cultures amenant les exploitants à remplacer des cultures par d'autres qui demandent moins de pesticides à l'hectare. Ces deux dernières adaptations potentielles à la réforme peuvent s'expliquer par le rôle d'assurance revenu que peuvent jouer les *DPU* permettant à l'agriculteur d'explorer des pratiques plus risquées comme une réduction des produits de traitement des cultures (deuxième alterna-

tive) ou d'adopter des choix des productions uniquement guidés par la rentabilité hors aides (troisième alternative).

Nous remarquons, concernant la substitution, que les assolements de toutes les cultures sont relativement⁸ stables sur la période analysée, à l'exception du colza qui se développe au dépens du pois protéagineux. Sachant que l'Indice de Fréquence de Traitement (IFT) du colza est supérieur à celui du pois protéagineux (5,6 contre 4,7 pour la région Centre en 2006⁹) et sachant que cette hiérarchie est conservée en passant au coûts (Butault *et al.* [2010]), cette substitution devrait plutôt favoriser une augmentation de l'usage des pesticides, en contradiction avec nos résultats. Cela conforte l'explication de l'effet de la réforme par une évolution vers des pratiques culturales plus extensives. En d'autres termes, une plus grande flexibilité des agriculteurs découlant du découplage (le choix de la combinaison productive ne dépend plus du montant des aides) quant à la gestion de leurs productions permet d'aboutir en moyenne à moins d'utilisation de pesticides en Eure-et-Loir. Ces conclusions sont cependant à nuancer étant donné que le panel utilisé n'est pas cylindré.

Par ailleurs, notre régression montre que les charges à l'hectare en pesticides sont de manière significative corrélées négativement avec l'orientation céréalière (CER/SAU – ce qui est conforme à ce que l'on observe de manière générale en termes de pratique sur les céréales comparativement aux autres cultures), la taille (SAU et MO) et la structure de la main d'oeuvre ($MO - fam./MO$). Les grandes exploitations ont en effet la capacité financière de supporter une potentielle diminution des doses, ce qui reste une décision du chef d'exploitation¹⁰. En toute logique, les charges à l'hectare en pesticides sont corrélées positivement avec la consommation de carburant (CAR/ha) et la variable reprenant les dépenses relatives à l'entretien et à la réparation du matériel agricole ($ENTR/ha$).

Pour ce qui est des variables rendant compte de l'aléa climatique, seulement la variable ensoleillement annuel ($E - AN$) est significative. Cette variable a également un effet négatif sur charges en pesticides, ce qui est normal : un temps sec est défavorable à la prolifération des adventices (herbicides¹¹) et des champignons (fongicides).

Les variables rendant compte de la structure financière des exploitations ($Tx - endet.CMT$ et $Tx - endet.LT$) ne sont pas significatives. Précisons à ce niveau que comme Daskalopoulou et Petrou [2002], nous avons inséré le mode de faire valoir des terres direct ou indirect

8. Même si nous observons une diminution du blé tendre, cela se fait au profit du blé dur. Par conséquent, nous avons considéré que les surfaces de blé sont stables.

9. Agreste – Enquête pratiques culturales 2006 et 2011.

10. Les salariés ($MO - fam./MO$ faible) ne prennent généralement pas l'initiative de réduire les doses de pesticides à appliquer.

11. 40% des ventes en France en 2011.

(propriété ou location) afin de tenir compte de l'aversion au risque des agriculteurs dans l'estimation¹². Cette variable($SAU - expl./SAU$) s'est avérée non significative. Cela voudrait dire que la sélection des exploitations coût-efficaces a permis de ne garder que des agriculteurs rationnels qui sont assez neutres face au risque ou proche de la neutralité.

Tableau 8 – Estimation par les MCO

	Estimation	Std.	Error	t-value	Pr(> t)
Constante	467,38511	44,25482	10,561	< 2e-16	***
Aid. déc./ha	-0,10221	0,01689	-6,053	1,74e-09	***
ENTR/ha	0,29204	0,03675	7,947	3,40e-15	***
CARB/ha	0,34160	0,05545	6,160	9,00e-10	***
SAU	-0,15112	0,02426	-6,228	5,91e-10	***
CER/SAU	-97,14095	11,59517	-8,378	< 2e-16	***
MO	-786,63862	87,10095	-9,031	<2e-16	***
MO-fam./MO	-21,43408	6,88267	-3,114	0,00187	**
E-AN	-0,10907	0,02240	-4,868	1,23e-06	***

Residual standard error : 51.87 on 1736 degrees of freedom

Multiple R-squared : 0.1413, Adjusted R-squared : 0.1373

F-statistic : 35.7 on 8 and 1736 DF, p-value : < 2.2e-16

Étant donné que l'utilisation agricole de pesticides varie fortement suivant les agriculteurs (Coef. Var. = 28%), une régression quantile est mise en oeuvre sur ces mêmes exploitations coût-efficaces afin de voir s'il existe des disparités de réaction aux aides découplées selon que l'agriculteur est intensif (quantile 0,8), faiblement raisonnable (0,6), fortement raisonnable (0,4) ou extensif (0,2) en termes d'utilisation de produits phytosanitaires (voir le tableau 9). Rappelons que la relation estimée est présentée par dans l'équation (8).

La première remarque est que les *DPU* exercent un impact négatif et significatif sur la quantité de pesticides à l'hectare (diminution des doses) des exploitations analysées, et cela au niveau de tous les quantiles considérés. La deuxième remarque est que plus nous évoluons vers des apports importants de produits de traitement, plus l'effet de l'introduction des *DPU* est important sur cette utilisation des pesticides. En d'autres termes, les Droits à Paiement Unique font davantage changer les habitudes de traitements phytosanitaires des agriculteurs intensifs en pesticides que celles des agriculteurs utilisant des quantités moyennes ou faibles de pesticides : plus l'exploitant utilise de pesticides, plus l'introduction des *DPU* a un effet sur la réduction de leur usage. Cela devrait amener à une certaine convergence des doses utilisées

12. Le paiement d'un loyer constitue une contrainte supplémentaire qui limite l'exploration de technologie de production nouvelles.

Tableau 9 – Régression quantile

	Estimation	Std. Error	t-value	Pr(> t)	
0,2	Constante	226,48989	46,36471	4,88496	0,00000
	Aid. déc./ha	-0,04260	0,01583	-2,69172	0,00718
	ENTR/ha	0,18646	0,03809	4,89500	0,00000
	CARB/ha	0,06195	0,07663	0,80846	0,41893
	SAU	-0,03049	0,02993	-1,01881	0,30844
	CER/SAU	-25,74027	13,98541	-1,84051	0,06586
	MO	-273,07525	246,14752	-1,10940	0,26741
	MO fam./MO	-3,80808	6,94583	-0,54825	0,58359
	E-AN	-0,03787	0,02248	-1,68458	0,09225
0,4	Constante	303,05304	51,93816	5,83488	0,00000
	Aid. déc./ha	-0,05870	0,01846	-3,17936	0,00150
	ENTR/ha	0,21043	0,04491	4,68533	0,00000
	CARB/ha	0,20341	0,08136	2,50004	0,01251
	SAU	-0,06693	0,02454	-2,72702	0,00646
	CER/SAU	-44,65226	13,74493	-3,24863	0,00118
	MO	-516,32187	236,95065	-2,17903	0,02946
	MO fam./MO	-14,17578	6,83041	-2,07539	0,03810
	E-AN	-0,05347	0,02531	-2,11272	0,03477
0,6	Constante	393,20447	53,78984	7,31001	0,00000
	Aid. déc./ha	-0,07665	0,02056	-3,72765	0,00020
	ENTR/ha	0,29157	0,06282	4,64141	0,00000
	CARB/ha	0,31686	0,11463	2,76417	0,00577
	SAU	-0,11711	0,03679	-3,18358	0,00148
	CER/SAU	-71,67723	15,33946	-4,67273	0,00000
	MO	-775,72369	492,52566	-1,57499	0,11544
	MO fam./MO	-21,40215	9,37687	-2,28244	0,02258
	E-AN	-0,07698	0,02727	-2,82238	0,00482
0,8	Constante	542,58559	74,20743	7,31174	0,00000
	Aid. déc./ha	-0,11445	0,02530	-4,52431	0,00001
	ENTR/ha	0,40813	0,06792	6,00866	0,00000
	CARB/ha	0,40613	0,11221	3,61941	0,00030
	SAU	-0,19704	0,07161	-2,75171	0,00599
	CER/SAU	-94,87735	18,28321	-5,18931	0,00000
	MO	-1011,89873	856,20262	-1,18184	0,23743
	MO fam./MO	-27,27189	14,65183	-1,86133	0,06287
	E-AN	-0,12917	0,03082	-4,19120	0,00003

Les écart-types peuvent être estimés de diverses manières (méthode d'inversion des rangs, inversion de la fonction de densité, bootstrap, etc.). Nous avons utilisé dans cette étude la méthode bootstrap car c'est la plus pratique en termes de temps d'estimation et aussi parce qu'elle donne des résultats robustes [Lingxin et Naiman, 2007].

vers des niveaux plus bas (homogénéisation des pratiques). Nous constatons que l'impact des *DPU* est près de trois fois plus important sur le groupe des exploitants intensifs, comparé aux extensifs. Signalons néanmoins que cette progression n'est pas linéaire : la réforme diminue les doses de manière progressive et quasiment uniforme sur les trois premiers quartiles ; avant une accentuation de son effet sur le dernier quartile.

Pour compléter cette analyse, nous étudions le lien potentiel pouvant exister entre la spécialisation ou la diversification en termes de cultures à l'échelle de l'exploitation agricole et la réaction à l'introduction des droits à paiement unique. De manière plus précise, nous essayons de voir les éventuelles disparités de réaction de l'utilisation des pesticides aux *DPU*, suivant les assolements. Rappelons que nous avons défini et estimé deux technologies de production : la technologie utilisée par les exploitations diversifiées (T^D) et celle utilisée par les spécialisées (T^S). La discrimination diversifiée-spécialisée est réalisée à l'aide de l'indice de Herfindahl-Hirschman. Le tableau 10 nous donne une idée de cet indice, suivant les années :

Tableau 10 – Description de l'indice de Herfindahl-Hirschman

	2005	2006	2007	2008
Moyenne	0,2901	0,2788	0,2702	0,287
Coefficient de variation	0,3592	0,3325	0,3465	0,3459
Exploitations diversifiées (nombre exp. inf. à la moyenne)	530	513	509	365
Exploitations spécialisées (nombre exp. sup. à la moyenne)	421	414	415	298
Nombre total d'exploitations	951	927	924	663

Pour chacune des deux frontières définies, nous remettons en place la procédure en deux étapes (détection des exploitations coût-efficaces et régression quantile). Cela nous permet de comparer les résultats des deux régressions quantiles afin de voir si la réaction, en termes d'utilisation des pesticides, à l'introduction des *DPU* varie selon la technologie considérée. Les résultats (voir table 11 et annexe A2) montrent que la diversification ou la spécialisation n'amènent pas à des différences de réaction dans l'utilisation des pesticides aux droits à paiement unique (la différence de réaction est très faible suivant les deux technologies).

Ces résultats confortent l'idée que les *DPU* impactent les pratiques phytosanitaires et non les assolements (substitution entre cultures). Pour affiner cette conclusion, il serait intéressant d'étudier les différences de réaction au découplage suivant des groupes homogènes de cultures.

Tableau 11 – Effet des DPU à l’hectare sur la consommation des pesticides à l’hectare selon la technologie (coefficients estimés de la régression quantile)

	Diversifiées	Spécialisées
0,2	0,04869	0,04901
0,4	0,06247	0,06223
0,6	0,08738	0,09281
0,8	0,10726	0,12005

5 Conclusion

La réforme de la politique agricole commune de 2003 avait pour objectif, en détachant le paiement des aides de toute activité de production d’améliorer l’efficacité productive de l’agriculture européenne. Cette réforme, en orientant les exploitants agricoles vers le marché, a des impacts sur le choix de la combinaison productive. Nous examinons dans cet article l’effet de cette réforme sur l’utilisation des pesticides, facteur de production sensible en ces temps de promotion d’une agriculture plus respectueuse de la santé humaine et de l’environnement. Pour ce faire, nous utilisons une analyse en deux étapes : dans une première étape, un modèle d’estimation non paramétrique de frontière est utilisé afin de sélectionner les exploitations situées sur la frontière de coût et dans une deuxième étape une régression quantile est mise en oeuvre sur ces exploitations retenues, afin de déceler un éventuel effet des *DPU* sur l’utilisation de pesticides. Notre étude montre que pour tous les types d’exploitations agricoles (faiblement, moyennement et fortement utilisatrices de pesticides) une telle diminution liée aux *DPU* s’observe. Ce résultat est robuste aux assolements considérés : la réaction à cette réforme est pratiquement la même lorsque les exploitations sont spécialisées ou diversifiées. Donc la flexibilité amenée par cette réforme renforce le choix par les agriculteurs de combinaisons de facteurs de production minimisant l’utilisation des pesticides. Aussi cette réaction au découplage est croissante avec les doses de pesticides utilisées, ce qui devrait amener à terme à une certaine convergence des pratiques de protection des cultures vers des niveaux plus bas. Ce résultat peut s’expliquer par le fait que les exploitants agricoles faiblement ou moyennement utilisateurs de pesticides sont plus proches d’un niveau soutenable de leur usage, comparées à celles en utilisant beaucoup.

Références

- AUBERTOT, J., BARBIER, J., CARPENTIER, A., GRIL, J., GUICHARD, L., LUCAS, P., SAVARY, S. et VOLTZ, M. (2007). *Pesticides, Agriculture et Environnement*. Editions Quae (Expertise scientifique collective Inra - Cemagref) , Versailles , 119 p.
- BOUSSEMART, J.-P., KASSOUM, A. et VIGEANT, S. (2011). Impact de l'introduction des DPU sur l'efficacité technique des exploitations agricoles d'Eure-et-Loir. *In 5èmes journées de recherches en sciences sociales INRA-SFER-CIRAD, Dijon, France, 8 - 9 décembre*.
- BOUSSEMART, J.-P., LELEU, H. et OJO, O. (2015). Exploring cost dominance in crop farming systems between high and low pesticide. *forthcoming in the Journal of Productivity Analysis*.
- BUTAULT, J.-P., DEDRYVER, C., GARY, C., GUICHARD, L., JACQUET, F., MEYNARD, J., NICOT, P., PITRAT, M., REAU, R., SAUPHANOR, B., SAVINI, I. et VOLAY, T. (2010). *Ecophyto R & D. Quelles voies pour réduire l'usage des pesticides ?* Synthèse du rapport d'étude, INRA Editeur, France, 90 p.
- CAMPBELL, H. F. (1976). Estimating the Marginal Productivity of Agricultural Pesticides : The case of Three-Fruit Farms in the Okanagan Valley. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 24 (2):23–30.
- DASKALOPOULOU, I. et PETROU, A. (2002). Utilising a farm typology to identify potential adopters of alternative farming activities in Greek agriculture. *Journal of Rural Studies*, 18 (1):95–103.
- FAO (2008). *Crops prospects and food situation*. Global Information and Early Warning System On Food And Agriculture, No. 5.
- GATIGNOL, C. et ETIENNE, J. (2010). Pesticides et Santé. *Rapport de l'office parlementaire d'évaluation des choix scientifiques et technologiques sur les pesticides et la santé* *évaluation des choix scientifiques et technologiques sur les pesticides et la santé*.
- HEADLEY, J. C. (1968). Estimating the Productivity of agricultural Pesticides. *American Journal of Agricultural Economics*, 50 (1):13–23.
- JACQUET, F., BUTAULT, J.-P. et GUICHARD, L. (2011). An economic analysis of the possibility of reducing pesticides in french field crops. *Ecological economics*, 70(9):1638–1648.
- KOENKER, R. et BASSETT, J. (1978). Regression Quantiles. *Econometrica*, 46 (1):33 – 50.
- KOENKER, R. et HALLOCK, K. F. (2001). Quantile Regression. *Journal of Economic Perspectives*, 15 (4):143–156.

- 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*.
- LINGXIN, H. et NAIMAN, D. Q. (2007). *Quantile Regression*. Thousand Oaks CA : Sage Publications.
- R DEVELOPMENT CORE TEAM (2015). *R : A language and Environment for Statistical Computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org>.
- SCKOKAI, P. et MORO, D. (2009). Modelling the impact of the cap single farm payment on farm investment and output. *European Review of Agricultural Economics*, 36(3):395–423.
- 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 (4):870–884.
- TULKENS, H. (1993). On FDH Efficiency Analysis : Some Methodological Issues and Application to Retail Banking, Courts and Urban Transit. *Journal of Productivity Analysis*, 4 (1):183–210.
- WEILL, L. (2006). Propriété étrangère et efficience technique des banques dans les pays en transition. *Revue économique*, 57 (5), 1093–1108.

A Annexes

A.1 Indices de prix

Tableau 12 – Indices des prix utilisés

	2005	2006	2007	2008
Indice des prix aides	100	102,8	108,8	122,8
Indice des prix pesticides	100	102,2	102,2	103,5
Indice des prix carburant	100	109,4	109,8	140
Indice des prix entretien	100	103,85	108,27	114,24

A.2 Régressions quantiles

Tableau 13 – Régression quantile - exploitations diversifiées

		Estimation	Std. Error	t-value	Pr(> t)
0,2	Constante	210,55610	42,56627	4,94655	0,00000
	Aid. Déc./ha	-0,04869	0,01420	-3,42954	0,00062
	ENTR/ha	0,18644	0,03845	4,84834	0,00000
	CARB/ha	0,03879	0,06265	0,61913	0,53590
	SAU	-0,02286	0,02649	-0,86290	0,38829
	MO	-226,26559	238,45417	-0,94889	0,34279
	MO fam./MO	-0,98508	7,11175	-0,13852	0,88985
	E-AN	-0,03943	0,02059	-1,91537	0,05559
0,4	Constante	268,78387	43,23741	6,21647	0,00000
	Aid. Déc./ha	-0,06247	0,01610	-3,88051	0,00011
	ENTR/ha	0,17013	0,04652	3,65681	0,00026
	CARB/ha	0,15780	0,06949	2,27073	0,02327
	SAU	-0,06794	0,02678	-2,53682	0,01126
	MO	-389,22524	290,38115	-1,34039	0,18027
	MO fam./MO	-8,91932	6,87045	-1,29821	0,19436
	E-AN	-0,05145	0,02281	-2,25618	0,02417
0,6	Constante	371,39603	53,01238	7,00584	0,00000
	Aid. Déc./ha	-0,08738	0,01899	-4,60095	0,00000
	ENTR/ha	0,26573	0,04407	6,03035	0,00000
	CARB/ha	0,19198	0,09165	2,09473	0,03632
	SAU	-0,07830	0,03727	-2,10080	0,03578
	MO	-524,71405	463,38514	-1,13235	0,25762
	MO fam./MO	-17,77701	10,29247	-1,72719	0,08429
	E-AN	-0,09259	0,02572	-3,59979	0,00033
0,8	Constante	449,89659	73,33449	6,13486	0,00000
	Aid. Déc./ha	-0,10726	0,02677	-4,00718	0,00006
	ENTR/ha	0,35464	0,06117	5,79797	0,00000
	CARB/ha	0,37989	0,09417	4,03398	0,00006
	SAU	-0,16276	0,07296	-2,23085	0,02580
	MO	-911,31066	943,83343	-0,96554	0,33439
	MO fam./MO	-19,99376	13,03210	-1,53419	0,12514
	E-AN	-0,11942	0,03312	-3,60600	0,00032

Tableau 14 – Régression quantile - exploitations spécialisées

		Estimation	Std. Error	t-value	Pr(> t)
0,2	Constante	197,38504	36,58499	5,39525	0,00000
	Aid. Déc./ha	-0,04901	0,01358	-3,60908	0,00031
	ENTR/ha	0,17849	0,03498	5,10295	0,00000
	CARB/ha	0,04481	0,05627	0,79639	0,42589
	SAU	-0,03059	0,02549	-1,19992	0,23029
	MO	-226,87853	204,86994	-1,10743	0,26822
	MO fam./MO	1,72670	5,29498	0,32610	0,74438
	E-AN	-0,03259	0,01886	-1,72740	0,08423
0,4	Constante	261,75535	38,55788	6,78863	0,00000
	Aid. Déc./ha	-0,06223	0,01423	-4,37429	0,00001
	ENTR/ha	0,19821	0,03928	5,04589	0,00000
	CARB/ha	0,17353	0,06686	2,59551	0,00950
	SAU	-0,07673	0,02335	-3,28659	0,00103
	MO	-446,77394	230,52533	-1,93807	0,05273
	MO fam./MO	-6,20912	6,92099	-0,89714	0,36973
	E-AN	-0,04932	0,01942	-2,53923	0,01117
0,6	Constante	369,78350	46,91247	7,88241	0,00000
	Aid. Déc./ha	-0,09281	0,01744	-5,32204	0,00000
	ENTR/ha	0,28393	0,04228	6,71573	0,00000
	CARB/ha	0,21584	0,09442	2,28600	0,02234
	SAU	-0,10353	0,03459	-2,99272	0,00279
	MO	-578,07035	441,58676	-1,30908	0,19064
	MO fam./MO	-16,19254	10,68017	-1,51613	0,12962
	E-AN	-0,09049	0,02347	-3,85549	0,00012
0,8	Constante	467,95117	52,32203	8,94367	0,00000
	Aid. Déc./ha	-0,12005	0,01814	-6,61671	0,00000
	ENTR/ha	0,35374	0,05562	6,35974	0,00000
	CARB/ha	0,39475	0,09753	4,04763	0,00005
	SAU	-0,18080	0,05935	-3,04637	0,00234
	MO	-919,60179	795,91514	-1,15540	0,24804
	MO fam./MO	-18,83487	12,99770	-1,44909	0,14744
	E-AN	-0,12714	0,02250	-5,65088	0,00000