

L'estimation quantile des coûts de production agricole : vers une évaluation de l'impact économique d'une réduction des pesticides en grandes cultures.

*Dominique Desbois*¹

(UMR Economie Publique, INRA-AgroParisTech et Service de la Statistique et de la Prospective)

Jean-Pierre Butault

(UMR Economie Publique, INRA-AgroParisTech)

Yves Surry

(Sveriges lantbruksuniversitet-Uppsala)

- I L'objectif de réduction des pesticides et ses enjeux**
- II Méthodologie d'estimation des coûts en pesticides par cultures**
 - i) La problématique de l'estimation des coûts de production en phytosanitaires**
 - ii) La spécification initiale du modèle coûts de production**
 - iii) Les problèmes rencontrés dans l'utilisation de la spécification initiale**
 - iv) Le concept de quantiles conditionnel**
 - v) La régression quantile**
 - vi) Algorithmes d'estimation**
 - vii) Intervalles de confiance**
 - viii) Intérêt des quantiles conditionnels**
 - ix) Bases empiriques de l'estimation**
- III Estimation comparée des coûts en pesticides pour les grandes cultures**
 - i) Comparaison des estimations selon les surfaces entre régression quantiles et moindres carrés ordinaires**
 - ii) Comparaison des estimations selon les produits bruts entre régression quantiles et moindres carrés ordinaires**
 - iii) Comparaison entre les estimations selon la surface et le produit brut**
 - iv) Bassins de production (Nord versus Sud)**
 - v) Classes de dimension économique**
 - vi) Orientations technico-économiques**
- IV Discussion**
 - i) validation empirique de la procédure d'estimation des coefficients de coûts**
 - ii) perspectives d'analyse**
- V Références bibliographiques**

¹ Correspondance : dominique.desbois@agriculture.gouv.fr

Pôle du Réseau d'information comptable agricole (SPCA/SDSSR/SSP/SG/MAP)

Service de la Statistique et de la Prospective

Secrétariat général du Ministère de l'Agriculture et de la Pêche

12, rue Henri ROL-TANGUY

TSA 70007

93555 MONTREUIL SOUS BOIS CEDEX tel: 01 49 55 85 67 - fax: 01 49 55 85 00

I L'objectif de réduction des pesticides et ses enjeux

Compte tenu d'un régime de prix favorables et de débouchés garantis par les orientations initiales de la Politique agricole commune, l'agriculture française a, jusqu'à un passé récent, largement privilégié une orientation productiviste basée sur un recours intensif aux intrants, y compris phytosanitaires, avec pour objectif la croissance des rendements alors synonyme de la progression des revenus. Selon l'OCDE, la France consommant plus de 85 000 tonnes de matières actives (estimation triennale [2001-2003]) représente plus de 10% de la consommation de cette zone. Bien qu'il faille rapporter cette consommation à une surface cultivée importante de 19,6 millions d'hectares de terres cultivées, elle figure néanmoins au 4^e rang de l'Union européenne pour la consommation de pesticides avec 4,4 kg de pesticide par hectare de terres arables et cultures permanentes (donc hors surfaces en herbe) pour cette période, même si le tonnage a diminué de 10% entre les périodes [1990-1992] et [2001-2003]. Ainsi, l'Union européenne a, depuis le début des années 80, progressivement encadré l'utilisation des pesticides par diverses réglementations visant à réduire les impacts avérés pour l'environnement et les risques plausibles pour la santé humaine : instauration de normes concernant les teneurs maximales en pesticides pour l'eau potable et les aliments, inscription des préoccupations environnementales dans la PAC, renforcement des critères toxicologiques et écotoxicologiques pour l'homologation des produits phytopharmaceutiques (Directive 91/414/CE). Les principaux textes en vigueur actuellement sont :

- la Directive CEE 80-778 relative à la qualité de l'eau potable ;
- la Directive 91/414/CEE relative à l'autorisation de mise sur le marché des produits phytopharmaceutiques ; entrée en application en 1993, elle a renforcé les critères d'évaluation toxicologiques et éco-toxicologiques pour l'homologation des nouvelles molécules, et programmé le réexamen des anciennes ;
- la Directive cadre sur l'eau (2000/60/CE) adoptée en 2000, fait obligation aux Etats-membres d'atteindre en 2015 un "bon état" chimique et écologique de leurs "masses d'eau" superficielles, et un "bon état" chimique des masses d'eau souterraines.

Plus récemment, la Commission européenne a présenté le 12 juillet 2006 une proposition (COM/2006/373) de Directive cadre sur les pesticides (DCP) instaurant un cadre d'action communautaire pour parvenir à une utilisation durable des pesticides, actuellement adopté par le Parlement européen et en attente d'une adoption par le Conseil européen prévue en 2009 pour une mise en application en 2011 par les Etats-membres.

En France, actuellement, la proposition européenne de Directive cadre sur les pesticides sert de guide au niveau national : par exemple, elle a fortement inspiré le Plan interministériel de réduction des risques liés aux pesticides (PIRRP)², publié le 28 juin 2006, qui prévoyait la réduction de 50% des quantités vendues des 47 substances actives les plus dangereuses d'ici la fin 2009.

Cependant, ces objectifs n'ayant pas tous été atteints, le Grenelle de l'environnement s'est fixé comme un objectif de réduire l'usage des produits phytosanitaires de 50 % dans la mesure du possible dans un délai inférieur à 10 ans. Correspondant à cet objectif global, un plan d'action, dénommé Écophyto 2018³, a ainsi été soumis au gouvernement ([Paillot, 2008]). Un des objectifs majeurs de ce plan est de développer des systèmes de culture économes en pesticides. Parmi les principaux moyens envisagés, figurent i) l'extension des pratiques de rotations culturales entre les céréales, oléagineux, protéagineux, les autres cultures et les prairies ii) l'élimination des sources d'inefficacité en agriculture

² Cf. <http://www.observatoire-pesticides.gouv.fr>

³ remis le 22 mai 2008 au Ministre de l'Agriculture, version du 10 septembre 2008 <http://www.observatoire-pesticides.gouv.fr/upload/bibliotheque/>

conventionnelle ; iii) l'amélioration des connaissances scientifiques et techniques en agronomie.

Conformément à cet engagement national pour l'environnement qui doit se concrétiser dans un projet de loi « Grenelle II »⁴, le comité opérationnel (COMOP) sur les phytosanitaires a rendu ses conclusions⁵ le 15 mai 2009 proposant un dispositif de certification environnemental des exploitations agricoles en trois niveaux, dont le troisième, certifie des performances environnementales mesurées et atteintes.

Ce plan d'action ainsi que ce dispositif de certification environnementale impliquent de pouvoir évaluer au plan économique les scénarios de réduction des pesticides proposés : des analyses ex-ante ([Butault & alii 2009]) ont permis d'ores et déjà d'évaluer un certain nombre de scénarii.

⁴ Cf. <http://www.senat.fr/leg/pjl08-155.pdf>

⁵ Cf. <http://agriculture.gouv.fr/sections/thematiques/exploitations-agricoles/exploitations-agricoles>

II Méthodologie d'estimation des coûts en pesticides par cultures

i) La problématique de l'estimation des coûts de production en phytosanitaires

Un des principaux problèmes dans l'utilisation d'un programme d'optimisation pour l'analyse et la modélisation du comportement des agriculteurs réside dans l'agrégation des données disponibles. D'une part les dépenses en matière d'herbicides, d'insecticides, de fongicides, pour ne citer que les trois principales catégories, ne sont disponibles au plan comptable que sous la forme d'un seul agrégat « dépenses phytosanitaires ». D'autre part, ces dépenses sont en général considérées au niveau de l'exploitation et non par cultures. Dans le cas où ces données existent, elles sont tirées de comptabilités analytiques d'exploitations et leur couverture demeure très partielle en termes de conditions pédo-climatiques et de systèmes de culture.

Nous proposons d'apporter des éléments de solution à ce problème en deux étapes :

- i) en premier lieu, estimer de façon les dépenses phytosanitaires pour les différents produits cultureux pour les principales grandes cultures ;
- ii) en second lieu, estimer le coût d'un traitement phytosanitaire par catégorie de traitement (herbicide, insecticide, fongicide).

Dans cette étude, nous nous appuyerons d'une part sur une méthodologie robuste d'estimation des dépenses phytosanitaires par cultures permettant de prendre en compte la variabilité des dépenses induite par l'hétérogénéité des profils de traitement des exploitants agricoles.

Nous proposerons ensuite une analyse empirique de la variabilité d'usage des phytosanitaires en fonction du facteur régional, de l'orientation technico-économique et de la classe de dimension économique.

Afin d'obtenir une affectation de ces dépenses globales en phytosanitaires à chacune des productions de l'exploitation agricole selon les surfaces allouées, nous présentons des modèles d'estimation du coût en traitement phytosanitaires pour l'ensemble des exploitations agricoles françaises de grande culture en 2006 sur la base du Réseau d'Information Comptable Agricole et de l'enquête Pratiques culturelles. Ces modèles permettent d'effectuer des comparaisons régionales sur la base de simulations.

ii) La spécification initiale du modèle coûts de production

En dépit d'une tendance à la spécialisation, la plupart des exploitations agricoles actuelles dans l'Union européenne s'inscrivent dans un schéma multi-produits. Dans les systèmes de comptabilités agricoles utilisés dans l'Union européenne, l'enregistrement des charges s'effectue de manière agrégée au niveau de l'exploitation et ne fournit pas d'estimation directe des coûts de production supportés par cette exploitation pour chacune des spéculations agricoles entreprises. En revanche, la fiche RICA fournit individuellement par exploitation agricole l'enregistrement comptable de chaque poste de charges et le montant des produits bruts générés par les différentes spéculations. De sorte qu'il devient possible d'estimer par un système de régression des charges sur les produits bruts des coefficients d'affectation des dépenses aux principaux produits agricoles, que nous désignerons sous la dénomination de « coefficients d'allocation de coûts »⁶. En disposant ce système de relations comptables pour l'exploitation (indice *i*) sous la forme d'un tableau où les colonnes figurent les biens agricoles produits (indice *j*) et les lignes représentent les facteurs de production (indice *k*), on obtient une matrice d'entrées-sorties, d'où la dénomination de « coefficient d'input-output » fréquemment utilisée dans les travaux publiés sur ce thème.

⁶ Il s'agit d'une appellation générique choisie pour se situer par rapport aux différents termes utilisés dans les travaux antérieurs (coefficients techniques de production, coefficients d'input/output).

La spécification du modèle coûts de production (MCP) dont nous partons pour exposer ce problème d'estimation, est basée sur une fonction de coût linéaire à coefficients constants : les charges sont supposées proportionnelles aux produits bruts ou aux surfaces cultivées afférents. Pour chaque charge X_k , la version initiale du *modèle d'estimation des coûts de production agricoles* cherche à estimer sur chacun des produits bruts ou des surfaces cultivées Y_j , les coefficients d'allocation de coût α_k^j dans l'équation de régression suivante appliquée à l'ensemble des exploitations du RICA :

$$(1) \quad X_k = \sum_{j=1}^p \alpha_k^j Y_j + \varepsilon_k \text{ avec } \varepsilon_k \text{ i.i.d.}$$

Cette spécification initiale utilise comme méthode d'estimation l'ajustement des *moindres carrés ordinaires* (MCO). Cette méthode numériquement adaptée à l'estimation des fonctions de coûts linéaires, fournit l'estimateur sans biais de variance minimale des coefficients techniques de production, pourvu que les hypothèses du modèle soient respectées (erreurs aléatoires $\varepsilon_{k(i)}$ indépendantes et identiquement distribuées selon une loi normale $N(0, \sigma)$ de variance constante σ^2).

iii) Les problèmes rencontrés dans l'utilisation de la spécification initiale

Dans un contexte d'utilisation mobilisant le RICA français comme base empirique d'estimation des coûts de production., les hypothèses stochastiques du modèle MCP (erreurs aléatoires $\varepsilon_{k(i)}$ indépendantes et identiquement distribuées selon une loi normale $N(0, \sigma)$ de variance constante σ^2) peuvent ne pas être respectées : ainsi, l'asymétrie des distributions de charges (concentration pour les valeurs plus faibles et dispersion des valeurs plus élevées que la moyenne) constitue une cause du rejet de l'hypothèse de normalité des erreurs.

En outre, compte tenu de la nature de l'échantillon du RICA (enquête selon la méthode des quotas), ne peuvent être exploitées dans un raisonnement inférentiel pour délivrer une estimation par intervalle.

Les résultats du MCP apparaissent assez fiables pour les céréales quand l'intraconsommation n'est pas dominante. Dans le cas contraire, dans la mesure où les produits agricoles intraconsommés ne sont pas pris en compte dans le calcul du produit, l'estimation du coefficient technique de production correspondant, peut être biaisée en fonction de la variable explicative du MCP utilisée⁷. Ainsi, les coûts estimés sont-ils moins fiables dès lors que les intraconsommations représentent une part importante de la production (comme cela peut être le cas pour des céréales comme l'orge ou pour des protéagineux comme les pois fourragers ou les féveroles souvent utilisés dans l'alimentation animale produite à la ferme). L'absence de prise en compte de l'intra-consommation peut également conduire à des biais d'estimation pour le poste des semences.

⁷ Dans cette perspective, on distingue le *produit brut* en tant que somme des ventes, des variations de stock et de l'autoconsommation (consommation finale, par l'exploitation agricole, de ses propres produits), de la *production brute* en tant que somme du produit brut et des intraconsommations (consommation intermédiaire, par l'exploitation agricole, de ses propres produits : entre autres, pour les semences ou l'alimentation du bétail).

iv) Le concept de quantiles conditionnel

La régression quantile généralise le concept de quantile univarié en étendant l'estimation du quantile conditionnellement à un ou plusieurs covariants. Pour une variable aléatoire X dotée d'une distribution de probabilité $F(x) = \text{Pr}ob(X \leq x)$, le tau^{ième} quantile de la distribution de X est formellement définie par la fonction inverse suivante : $Q_X(\tau) = \inf\{x \in \mathfrak{R} / F(x) \geq \tau\}$ pour $0 < \tau < 1$.

Parmi les quantiles remarquables, figure la médiane de X qui se définit comme $Q_X(1/2)$.

Pour un échantillon aléatoire $\{y_1, \dots, y_i, \dots, y_n\}$ de Y , la médiane de l'échantillon minimise la somme des écarts absolus : $médiane = \arg \min_{\xi \in \mathfrak{R}} \sum_{i=1}^n |x_i - \xi|$.

De façon analogue, le tau^{ième} quantile de l'échantillon, réalisation de $Q_X(\tau)$, se définit comme minimisant la fonction objectif suivante : $\xi(\tau) = \arg \min_{\xi \in \mathfrak{R}} \sum_{i=1}^n \rho_\tau(x_i - \xi)$ où $\rho_\tau(z) = z(\tau - I(z < 0))$ pour $0 < \tau < 1$, avec la fonction indicatrice $I(\cdot)$.

La fonction de perte $\rho_\tau(z)$ affecte le poids τ aux résidus $(x - \xi)$ positifs et le poids $(1 - \tau)$ aux résidus $(x - \xi)$ négatifs.

Sur la base de cette fonction de perte, le *quantile conditionnel* en tant que fonction linéaire étends la définition du tau^{ième} quantile de l'échantillon $\xi(\tau)$ au cadre de la régression de la même façon que l'espérance conditionnelle en tant que fonction linéaire étends le concept de moyenne. Rappelons que la régression des moindres carrés ordinaires (MCO) permet d'estimer la fonction linéaire que constitue l'espérance conditionnelle $E[X / Y = y] = y'\beta$ en minimisant la somme des carrés résiduelles, en tant que fonction de perte :

$$\hat{\beta} = \arg \min_{\beta \in \mathfrak{R}^p} \sum_{i=1}^n (x_i - y_i' \beta)^2 .$$

Le paramètre estimé $\hat{\beta}$ minimise la somme des carrés résiduels, tout comme la moyenne d'un échantillon minimise la somme des carrés des écarts aux observations :

$$\hat{\mu} = \arg \min_{\mu \in \mathfrak{R}} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 .$$

v) La régression quantile

De façon similaire, la régression quantile estime la fonction linéaire $Q[\tau / Y = y] = y'\hat{\beta}(\tau)$ en minimisant la somme des écarts pondérés :

$\hat{\beta}(\tau) = \arg \min_{\beta \in \mathfrak{R}^p} \sum_{i=1}^n \rho_\tau(x_i - y_i' \beta)$ pour n'importe quel quantile $\tau \in [0;1]$. La valeur $\hat{\beta}(\tau)$ est appelée le tau^{ième} *quantile conditionnel*. Le cas particulier $\tau = 1/2$ correspond à la régression selon la médiane, minimisant la somme des écarts en valeur absolue à la médiane, également connue comme la *régression selon la norme l_1* . L'ensemble des estimations $\{\hat{\beta}(\tau) / \tau \in [0;1]\}$ est appelé le *processus quantile*.

Ainsi, afin de prendre en compte l'hétérogénéité de l'ensemble des valeurs de la variable d'intérêt, la régression en quantiles a donc été définie par [Koenker et Bassett, 1978], pour chaque quantile τ , comme la solution du problème de minimisation suivant :

$$\hat{\beta}(\tau) = \arg \min_{\beta \in \mathcal{R}^p} \left\{ \sum_{i \in \{i / x_i \geq y'_i \beta\}} \tau |x_i - y'_i \beta| + \sum_{i \in \{i / x_i \leq y'_i \beta\}} (1 - \tau) |x_i - y'_i \beta| \right\}$$

opérée selon le critère de l'écart en valeur absolue (norme l_1). Ce type de régression a été rendue disponible dans le logiciel SAS, au moyen d'une procédure nommée QUANTREG⁸.

En spécifiant des poids $\{\omega_i; i = 1, \dots, n\}$, on obtient un schéma de régression quantile pondéré en résolvant le problème de minimisation suivant :

$$\hat{\beta}(\tau) = \arg \min_{\beta \in \mathcal{R}^p} \left\{ \sum_{i \in \{i / x_i \geq y'_i \beta\}} \omega_i \tau |x_i - y'_i \beta| + \sum_{i \in \{i / x_i \leq y'_i \beta\}} \omega_i (1 - \tau) |x_i - y'_i \beta| \right\}$$

Les quantiles conditionnels pondérés ont été proposés comme L-estimateurs dans des modèles linéaires hétéroscédastiques par [Koenker et Zhao, 1994] Cette pondération peut être introduite par l'instruction WEIGHT de la proc QUANTREG.

vi) Algorithmes d'estimation

Le problème d'estimation des coefficients de la régression selon la médiane a été formulé comme un problème de programmation linéaire au cours des années 1950. Comme la régression L1, la régression quantile peut s'exprimer comme la solution d'un problème de programmation linéaire en termes standards de formulation primale et duale. Les algorithmes développés pour la régression s'étendent à la régression quantile en tant que généralisation de

la reformulation du problème d'optimisation $\min_{\beta \in \mathcal{R}^p} \sum_{i=1}^n \rho_{\tau}(x_i - y'_i \beta)$ en une formulation duale

du type $\max_z \{x'z\}$ sous la contrainte $Y'z = (1 - \tau)Y'e$ pour $z \in [0,1]^n$.

La solution numérique de ce problème d'optimisation linéaire est fournie par une version améliorée de l'algorithme du simplexe qui exploite en deux étapes agissant sur la structure de la matrice B des coefficients et réduisant l'encombrement en mémoire centrale [Barrodale et Roberts, 1973]. Cette version améliorée introduite pour la régression selon la médiane s'étend naturellement à la régression quantile pour n'importe quel quantile et donc pour l'estimation de l'ensemble du processus quantile [Koenker et d'Orey, 1994]. Cependant, la complexité algorithmique de la méthode du simplexe est en théorie une fonction exponentielle de la taille de l'échantillon : le temps de calcul devient donc rapidement prohibitif au fur et à mesure que la taille des échantillons statistiques augmente. Cette variante de l'algorithme du simplexe réduit considérablement le temps de calcul requis par l'algorithme classique. Toutefois, elle est utilisée pour des échantillons dont la taille ne dépasse pas 5 000 observations et 50 variables. D'autres approches heuristiques peuvent être utilisées dont l'algorithme de « lissage fini » proposé par [Madsen et Nielsen, 1993]. Cet algorithme approche la fonction objectif par une fonction de lissage de telle sorte que l'algorithme de Newton-Raphson converge en un nombre fini d'itérations

Parmi les alternatives développées pour pouvoir utiliser la régression selon la norme l_1 sur de grands ensembles de données, l'algorithme du « point intérieur »⁹ proposé par [Karmakar, 1984], résout une suite de problèmes quadratiques pour lesquels l'intérieur de l'ensemble des contraintes est approché par un ellipsoïde.¹ Pour les échantillons de grande taille, [Portnoy et Koenker, 1997] ont montré qu'une combinaison de l'algorithme du point intérieur et d'un pré-traitement adapté rendent les calculs de la régression quantile compétitifs avec ceux de la régression des moindres carrés sur des problèmes de taille comparable. Parmi les nombreuses

⁸ Expérimentale dans la version 9.1 de SAS, la procédure QUANTREG figure désormais parmi les procédures standards de la nouvelle version SAS 9.2.

variantes de cet algorithme, la procédure QUANTREG utilise l'implantation « prédicteur-correcteur » de l'algorithme primal-dual, proposée par [Lustig, Mardsen et Shanno, 1992].

vii) Intervalles de confiance

Le calcul des intervalles de confiance pour les paramètres de la régression quantile s'effectue, selon trois options distinctes dans la procédure QUANTREG : fonction inverse de la densité méthode des rangs ou algorithme de rééchantillonnage.

L'estimation selon la fonction inverse de la densité est la plus directe et la plus rapide des méthodes mais elle n'est pas robuste pour des données qui ne seraient pas identiquement et indépendamment distribuées. Pour traiter ce problème, la procédure QUANTREG fournit un estimateur-sandwich de Huber en utilisant un estimateur local de la fonction inverse de la densité.

On ne rencontre pas ce type de problème avec la méthode des rangs, qui calcule les intervalles de confiance en inversant le test des scores de rang. Utilisant l'algorithme du simplexe, la méthode des rangs génère cependant des temps de calculs très importants pour les grands ensembles de données. La méthode du ré-échantillonnage, basée sur la technique du bootstrap, permet de s'affranchir de ce type de problèmes mais elle se révèle instable lorsqu'elle est utilisée pour de petits échantillons.

viii) Intérêt des quantiles conditionnels

Dans un contexte d'exploitations agricoles multi-produits, nous utilisons la régression en quantiles [Koenker et Bassett, 1978] pour obtenir une distribution estimée du coût des phytosanitaires pour les principaux produits de grande culture afin de pouvoir procéder ultérieurement à des simulations dont le but sera de quantifier l'impact économique de la réduction des pesticides sur les coûts de production et in fine sur le revenu des producteurs.

Au lieu de disposer d'une estimation ponctuelle moyenne pour la population dont est extraite l'échantillon éventuellement complétée par une estimation par intervalle bâtie sur une hypothèse de normalité, le processus quantile fournit une distribution empirique des estimations sans avoir à formuler d'hypothèse sur la nature de cette distribution.

En effet, étant donné la distribution significativement asymétrique des charges phytosanitaires, l'hypothèse de normalité est rejetée. D'autre part, dans le cadre du RICA français, le raisonnement inférentiel n'est formellement pas applicable puisqu'il s'agit d'une enquête par quotas et non pas d'un échantillon aléatoire stratifié.

En outre, compte tenu de l'ajustement effectué par la régression quantile (selon la norme des écarts en valeur absolue), celle-ci est moins sensible aux valeurs extrêmes que la régression des moindres carrés opérant un ajustement selon la norme du carré des écarts (L_2). Le caractère robuste de la régression quantile vis à vis des valeurs extrêmes de la variable d'intérêt provient également par construction de la pondération réalisée par la fonction de perte $\rho_\tau(z)$.

Ainsi la régression quantile permet-elle d'explorer l'hétérogénéité des profils de dépenses phytosanitaires en inférant de façon relativement robuste en chaque quantile de dépenses phytosanitaires un profil d'allocation de ce facteur de production conditionnellement soit à l'allocation de surfaces aux différentes cultures, soit au produit généré par ces différentes cultures présentes sur l'exploitation agricole.

ix) Bases empiriques de l'estimation (Rica 2006, Meuse 2006)

L'enregistrement des dépenses en produits de protection des cultures ainsi que des surfaces allouées annuellement aux cultures et des produits récoltés effectué par le Réseau d'information comptable agricole sur un échantillon représentatif des exploitations agricoles française, constitue la base empirique de l'estimation des coûts phytosanitaires que nous proposons d'effectuer.

L'unité statistique du RICA est l'exploitation agricole et sa représentativité est assurée sur une base régionale et technico-économique par un échantillonnage par quota prenant en compte la région au niveau II de la NUTS et la répartition de la marge brute standard de l'exploitation selon les deux critères majeurs que sont l'orientation technico-économique et la classe de dimension économique ; la périodicité du RICA est annuelle et l'enquête est réalisée dans chacun des Etats membres de l'Union européenne selon des concepts et définitions harmonisés.

Le RICA fournit un détail des charges d'exploitation permettant de connaître globalement chaque année la dépense en produits phytosanitaires. Le RICA fournit également les allocations de surface pour chacune des cultures et les montants des produits bruts obtenus pour chacun des produits correspondants.

En complément, la base d'informations comptable du Centre d'Economie Rurale de la Meuse réunit des informations comptables de nature analytique, incluant les dépenses phytosanitaires allouées aux principales cultures sur une base déclarative par les exploitants agricoles. Elle constitue un échantillon test permettant une validation partielle des méthodologies utilisées. Les données comptables dont nous avons pu disposer dans le cadre de cette étude concernent l'année 2003, représentant un échantillon de $n=620$ exploitations professionnelles.

III Estimation comparée des coûts en pesticides pour les grandes cultures

i) Comparaison des estimations selon les surfaces entre régression quantiles et moindres carrés ordinaires

Sur la base de l'échantillon des exploitations spécialisées en grandes cultures (OTEX 13, 14 et 81) du RICA 2006, nous avons effectué des estimations selon les trois quartiles (L1[Q1], L1[Q2] et L1[Q3]) pour les comparer avec les estimations selon le critères des MCO.

En ce qui concerne l'estimation menée à partir des surfaces cultivées, on constate tout d'abord que les coefficients estimés sont tous significativement différents de zéro, sauf les « autres oléagineux » qui rassemblent des cultures relativement minoritaires en France dont le soja.

Tableau 1 : comparaison de l'estimation selon les surfaces des estimations quartiles L1(Q2) avec l'estimation MCO.

Grandes cultures €/ ha	L1(Q1)	L1(Q2)	L1(Q3)	MCO
Blé tendre	140	172	207	175
<i>écart-type</i>	4,90	6,82	8,88	5,24
Blé dur	80	137	177	138
<i>écart-type</i>	11,64	14,28	22,31	8,15
Orge	98	121	132	106
<i>écart-type</i>	8,70	10,20	12,97	7,35
Maïs grain	76	95	120	95
<i>écart-type</i>	3,20	3,99	6,46	5,08
Autres céréales	-8	45	100	49
<i>écart-type</i>	31,48	32,78	38,98	19,35
Pomme de terre	472	549	604	546
<i>écart-type</i>	33,23	41,77	39,07	14,44
Betterave sucrière	223	256	281	213
<i>écart-type</i>	15,45	23,99	31,76	15,60
Protéagineux	117	114	187	138
<i>écart-type</i>	20,76	20,74	32,28	16,65
Tournesol	73	56	54	52
<i>écart-type</i>	11,39	11,22	16,43	10,78
Colza	137	146	160	162
<i>écart-type</i>	10,40	13,14	13,49	9,23
Autres oléagineux	0	6	7	5
<i>écart-type</i>	8,75	8,28	9,96	2,96
Autres cultures	96	130	220	177
<i>écart-type</i>	16,15	48,59	58,40	20,61
Surfaces fourragères	26	35	37	28
<i>statistique t</i>	4,63	5,53	7,23	5,35

n=2551 Source RICA 2006

significatif

non-significatif

Les estimations de tendance centrale, selon la médiane conditionnelle L1[Q2] et selon l'espérance conditionnelle (MCO), sont très proches (moins de 2% d'écart) pour le blé tendre, le blé dur, le maïs et la pomme de terre, proches (moins de 10 % d'écart) pour le tournesol et les autres céréales, assez proches (moins de 15% d'écart) le colza, et l'orge, assez différentes (plus de 15% d'écart) pour les betteraves sucrières, les surfaces fourragères et les protéagineux. Par rapport à l'estimation selon la médiane conditionnelle, l'estimation MCO sous-estime les dépenses phytosanitaires pour l'orge, le maïs, la pomme de terre, les

betteraves sucrières, le tournesol ou les surfaces fourragères (effet des valeurs nulles pour ces distributions de surfaces), et les sur-estime dans les autres cas (effets des valeurs positives élevées). Ces estimations sont croissantes monotones selon le quartile de dépenses phytosanitaires : le premier quartile conditionnel est inférieur à la médiane conditionnelle, elle-même inférieure au troisième quartile conditionnel, à l'exception du tournesol pour lequel l'ordre est inverse et des protéagineux pour lesquels le premier quartile est légèrement supérieur à la médiane conditionnelle.

ii) Comparaison des estimations selon les produits bruts entre régression quantiles et moindres carrés ordinaires

En effectuant les mêmes analyses sur la base du produit brut dégagé par culture au lieu de la surface cultivée, on obtient des estimations pour 1 000 € de produit brut qui permettent d'effectuer également une comparaison avec les moindres carrés ordinaires (MCO).

Pour l'estimation menée à partir des produits bruts, les coefficients estimés pour le troisième quartile (Q3) sont tous significativement différents de zéro. C'est également le cas pour l'estimation MCO, sauf pour les « autres oléagineux ». Pour les estimations selon le premier quartile (Q1) et la médiane (Q2), seuls ne sont pas significativement différents de zéro les coefficients des deux premiers quartiles conditionnels pour les protéagineux et les autres oléagineux.

Tableau 2 : comparaison de l'estimation selon les produits bruts des estimations quartiles avec l'estimation MCO.

Grandes cultures €/ 1 000 €	L1(Q1)	L1(Q2)	L1(Q3)	MCO
Blé tendre	175	214	239	202
<i>écart-type</i>	6,60	8,10	9,40	5,90
Blé dur	109	143	202	156
<i>écart-type</i>	9,50	13,80	20,90	10,05
Orge	155	187	209	161
<i>écart-type</i>	13,90	14,90	20,20	10,93
Maïs grain	48	70	87	64
<i>écart-type</i>	3,80	3,40	5,40	3,69
Autres céréales	94	163	206	136
<i>écart-type</i>	36,40	53,10	81,70	20,81
Pomme de terre	39	58	76	52
<i>écart-type</i>	5,30	6,50	17,30	1,90
Betterave sucrière	71	71	96	85
<i>écart-type</i>	9,45	8,73	17,46	5,85
Protéagineux	44	57	133	100
<i>écart-type</i>	34,65	37,62	56,07	26,45
Tournesol	172	188	202	172
<i>écart-type</i>	19,89	16,29	24,03	18,86
Colza	184	196	261	227
<i>écart-type</i>	15,30	16,47	19,35	11,61
Autres oléagineux	100	113	267	87
<i>écart-type</i>	87,66	58,14	87,57	44,34
Autres cultures	71	58	81	75
<i>écart-type</i>	8,55	10,89	13,14	9,03
Autres produits bruts	20	30	39	35
<i>écart-type</i>	1,26	1,44	2,43	1,43

n=2551 Source RICA 2006

significatif

non-significatif

Les estimations de tendance centrale, selon la médiane conditionnelle (L1[Q2]) et selon l'espérance conditionnelle (MCO), sont proches (moins de 10 % d'écart) pour le blé tendre, le blé dur, le maïs et le tournesol, assez proches (moins de 15% d'écart) pour la pomme de terre et l'orge, assez différentes (plus de 15% d'écart) pour le colza, les autres céréales et la betterave sucrière. Relativement à l'estimation selon la médiane conditionnelle, l'estimation MCO sous-estime les dépenses phytosanitaires pour le blé tendre, l'orge, le maïs, la pomme de terre, les autres céréales et le tournesol et les sur-estime dans les autres cas. Pour ces estimations, le premier quartile conditionnel est inférieur à la médiane conditionnelle, elle-même inférieure au troisième quartile conditionnel, à l'exception des autres cultures pour lesquels le premier quartile est supérieur à la médiane conditionnelle, et de la betterave sucrières où le coefficient estimé selon le premier quartile est égal à celui estimé selon la médiane.

Si l'on examine l'ensemble du processus quantile pour chacune des cultures, on constate que les coûts phytosanitaires à l'hectare du blé tendre sont significativement croissants selon les quantiles de dépenses en phytosanitaires (cf. figure 5), compte-tenu de la dispersion des estimations obtenue à partir du processus de ré-échantillonnage.

Figure 1 : distribution estimée des coefficients de surface pour le blé tendre (RICA France, 2006)

Selon les produits bruts, on obtient une distribution différente du processus quantile avec l'estimation avec une croissance moins marquée pour les quantiles conditionnels inférieurs à la médiane et une stabilisation pour les quantiles conditionnels supérieurs à la médiane.

Figure 2 : distribution estimée des coefficients de produit brut pour le blé tendre (RICA France, 2006)

iii) Comparaison entre les estimations selon la surface et le produit brut

Soit l'estimation selon le produit brut des coefficients unitaires de coût :

$$X_k = \sum_{j=1}^p \alpha_k^j Y_j + \varepsilon_k \text{ avec } \varepsilon_k \text{ i.i.d.}$$

en décomposant le produit brut selon le prix P_j , le rendement R_j et la surface S_j de la culture considérée, on obtient :

$$X_k = \sum_{j=1}^p \alpha_k^j Y_j + \varepsilon_k = \sum_{j=1}^p \alpha_k^j P_j R_j S_j + \varepsilon_k = \sum_{j=1}^p \beta_k^j S_j + \varepsilon_k \text{ avec } \varepsilon_k \text{ i.i.d.}$$

par identification en chaque observation, on en déduit : $\beta_k^j = P_j R_j \alpha_k^j$. Cette relation est conservée en moyenne car les erreurs aléatoires sont supposées de moyenne nulle :

$$\bar{\beta}_k^j = \bar{P}_j \bar{R}_j \bar{\alpha}_k^j.$$

En estimant le prix P_j et le rendement R_j selon l'indicateur approprié (moyenne, médiane, premier quartile et troisième quartile), on peut alors comparer les estimations réalisées conditionnellement aux produits bruts à celles réalisées conditionnellement aux surfaces en utilisant cette dernière relation :

Tableau 3 : comparaison de l'estimation selon les surfaces et de l'estimation selon les produits

Estimations conditionnelles	Grandes cultures L1(Q1) €/ ha	L1(Q2)	L1(Q3)	MCO	IFT PK 2006	
Blé tendre	surfaces	140	172	207	175	4,0
	produits	104	164	231	152	
Blé dur	surfaces	80	137	177	138	3,0
	produits	67	113	197	120	
Orge	surfaces	98	121	132	106	3,1
	produits	69	113	162	91	
Maïs grain	surfaces	76	95	120	95	2,0
	produits	34	71	116	74	
Pomme de terre	surfaces	472	549	604	546	16,9
	produits	94	348	910	387	
Betterave sucrière	surfaces	223	256	281	213	4,5
	produits	145	181	294	215	
Protéagineux	surfaces	117	114	187	138	4,6
	produits	15	29	91	57	
Tournesol	surfaces	73	56	54	52	2,3
	produits	60	88	120	86	
Colza	surfaces	137	146	160	162	6,2
	produits	101	132	210	152	

significativement différent

n=2551

Source RICA 2006

On constate que l'estimation réalisée conditionnellement aux produits bruts est inférieure à celle réalisée selon les surfaces, sauf pour le troisième quartile et pour le tournesol. Pour le troisième quartile, l'estimation selon les produits bruts est supérieure à celle réalisée conditionnellement aux surfaces, à l'exception du maïs grain et des protéagineux. Pour le tournesol, seule l'estimation du premier quartile réalisée conditionnellement au produit brut n'est pas supérieure à l'estimation réalisée selon les surfaces.

Un certain nombre d'estimations selon les produits bruts apparaissent significativement différentes, étant situées en dehors de l'intervalle de confiance à 95% des estimations réalisées selon les surfaces : les deux procédures d'estimation ne semblent donc pas équivalentes. Notons l'existence de produits bruts négatifs ou nuls (blé tendre, orge, maïs, protéagineux et tournesols) mais également un pourcentage important de surfaces nulles (plus

de 50%), sauf pour le blé, l'orge et le colza., susceptibles d'induire un biais dans les estimations.

Cependant si l'on compare aux niveaux moyens de l'indice de fréquence de traitement (IFT) issu de l'enquête Pratiques culturales 2006 [Chapelle-Barry, 2008], on constate que les ordres de grandeurs relatifs entre céréales sont peu ou prou respectés par la procédure d'estimation médiane des coûts. Ainsi, le rapport entre les coûts médians du blé tendre à ceux du maïs est de 1,8 alors que le rapport homologue pour l'IFT est de 2. Ce rapport est de 1,4 pour le blé dur relativement au maïs alors que le rapport des IFT est de 1,5. Constat identique pour les oléagineux : le rapport des coûts médians du colza à ceux du tournesol est de 2,6 alors que celui des IFT est de 2,7.

Cependant, si pour les céréales et les oléagineux, les ordres de grandeur semblent relativement cohérents indiquant que les traitements pratiqués pourraient être considérés comme équivalents, il n'en est pas de même pour d'autres types de cultures. Ainsi pour les cultures industrielles, le rapport des coûts médians de la pomme de terre à la betterave sucrière est de 2,1 alors que le rapport des IFT est de 3,8 : les profils de coûts entre ces deux cultures industrielles ne semblent donc pas comparables.

Cette analyse empirique montre donc qu'une procédure d'estimation des coûts phytosanitaires devrait tenir compte en première approximation de l'indice de fréquence de traitement spécifique à chaque type de cultures et, éventuellement, des profils de traitements particuliers appliqués à chaque culture.

iv) Bassins de production (Nord versus Sud)

La comparaison peut également être menée selon les bassins de production, ici définis de la façon suivante : le bassin Nord {Ile-de-France, Champagne-Ardenne, Picardie, Haute-Normandie, Centre, Basse-Normandie, Bourgogne, Nord-Pas-de-Calais, Lorraine, Alsace, Franche-Comté, Pays de la Loire, Bretagne} et le bassin Sud { Poitou-Charentes, Aquitaine, Midi-Pyrénées, Limousin, Rhône-Alpes, Auvergne, Languedoc-Roussillon, Provence-Alpes-Côte d'Azur, Corse}.

Tableau 4 : comparaison des estimations quartiles et MCO selon les surfaces entre les bassins de production Nord et Sud.

Bassin Nord	L1(Q1)	L1(Q2)	L1(Q3)	MCO	Bassin Sud	L1(Q1)	L1(Q2)	L1(Q3)	MCO
€/ ha					€/ ha				
Blé tendre	145	179	218	183	Blé tendre	88	112	152	118
<i>écart-type</i>	6,00	8,88	9,70	6,15	<i>écart-type</i>	15,25	9,82	16,86	11,06
Blé dur	110	153	189	142	Blé dur	59	99	156	123
<i>écart-type</i>	16,44	14,85	40,22	12,60	<i>écart-type</i>	16,31	14,48	22,79	10,93
Orge	88	108	113	97	Orge	99	146	153	132
<i>écart-type</i>	11,02	11,17	13,12	7,98	<i>écart-type</i>	25,94	21,66	27,22	22,27
Maïs grain	70	93	112	87	Maïs grain	85	104	136	109
<i>écart-type</i>	4,55	6,59	6,80	8,15	<i>écart-type</i>	4,56	4,65	9,50	6,17
Autres céréales	-18	35	100	28	Autres céréales	39	105	87	99
<i>écart-type</i>	30,22	37,17	46,91	24,71	<i>écart-type</i>	70,61	49,45	84,17	29,59
Pomme de terre	460	532	604	537	Pomme de terre	739	833	739	701
<i>écart-type</i>	34,39	45,95	35,99	14,65	<i>écart-type</i>	211,11	158,99	637,60	270,66
Betterave sucrière	205	247	266	196	Betterave sucrière	319	209	48	193
<i>écart-type</i>	19,32	22,78	31,55	14,78	<i>écart-type</i>	178,65	39,35	155,12	125,63
Protéagineux	106	83	179	128	Protéagineux	15	123	161	102
<i>écart-type</i>	21,42	23,42	34,39	18,21	<i>écart-type</i>	52,74	39,52	63,57	27,93
Tournesol	58	26	33	25	Tournesol	135	120	111	116
<i>écart-type</i>	16,16	20,68	24,33	17,58	<i>écart-type</i>	13,92	10,18	21,24	13,33
Colza	142	158	162	164	Colza	175	170	148	171
<i>écart-type</i>	10,76	14,35	14,19	9,48	<i>écart-type</i>	24,89	18,44	28,85	17,14
Autres oléagineux	68	9	-52	58	Autres oléagineux	-1	9	9	3
<i>écart-type</i>	60,15	72,56	205,58	72,79	<i>écart-type</i>	9,66	7,25	11,91	2,85
Autres cultures	127	184	216	210	Autres cultures	70	80	116	92
<i>écart-type</i>	29,47	45,94	48,26	23,81	<i>écart-type</i>	15,54	51,69	169,36	29,28
Surfaces fourragères	37	42	44	37	Surfaces fourragères	14	20	39	17
<i>écart-type</i>	6,36	6,17	7,23	6,36	<i>écart-type</i>	9,72	6,29	10,83	7,23
Source RICA 2006	n= 1797				Source RICA 2006	n= 699			
significatif	non-significatif				significatif	non-significatif			

Selon l'estimation menée à partir des surfaces, le blé tendre et le blé dur apparaissent plus intensifs en phytosanitaires dans le bassin Nord que dans le bassin Sud tandis que cet ordre s'inverse pour l'orge, le maïs et le colza (excepté pour le troisième quartile de cette dernière culture). Pour les autres productions, la comparaison entre les deux bassins est plus délicate car les coefficients ne sont pas tous significatifs (certaines productions étant moins courantes dans l'un ou l'autre des bassins). Cependant, les intervalles interquartiles ne sont disjoints pour aucune des cultures où la comparaison peut être effectuée.

Tableau 5 : comparaison des estimations quartiles et MCO de l'estimation selon les produits bruts entre les bassins de production Nord et Sud.

Bassin Nord €/ 1 000 €	L1(Q1)	L1(Q2)	L1(Q3)	MCO	Bassin Sud €/ 1 000 €	L1(Q1)	L1(Q2)	L1(Q3)	MCO
Blé tendre	177	228	255	213	Blé tendre	148	189	216	172
écart-type	7,70	10,80	11,00	7,08	écart-type	18,40	18,80	19,50	13,21
Blé dur	104	112	136	129	Blé dur	153	187	228	195
écart-type	11,40	14,50	29,60	14,25	écart-type	14,70	15,40	22,00	13,40
Orge	148	180	184	159	Orge	215	300	411	262
écart-type	14,00	16,40	22,50	12,34	écart-type	63,30	70,60	47,70	35,66
Maïs grain	43	66	78	58	Maïs grain	55	73	89	67
écart-type	4,50	5,90	9,20	6,53	écart-type	4,30	4,90	6,00	3,82
Autres céréales	94	162	373	161	Autres céréales	68	103	167	117
écart-type	57,30	91,90	141,50	45,30	écart-type	61,60	51,50	58,00	19,29
Pomme de terre	39	58	77	52	Pomme de terre	50	50	58	44
écart-type	6,70	7,30	18,40	2,04	écart-type	110,50	34,20	176,70	22,38
Betterave sucrière	70	70	98	82	Betterave sucrière	76	36	11	57
écart-type	9,72	11,25	17,01	6,50	écart-type	128,16	38,07	88,11	51,84
Protéagineux	35	-22	32	57	Protéagineux	1	46	103	88
écart-type	40,32	54,99	77,94	32,31	écart-type	79,20	68,76	66,60	52,62
Tournesol	165	143	183	129	Tournesol	166	161	188	160
écart-type	37,80	35,73	35,91	35,48	écart-type	25,38	28,53	30,60	23,68
Colza	188	193	255	216	Colza	202	237	361	272
écart-type	17,28	20,97	20,61	13,77	écart-type	48,51	38,43	44,91	22,20
Autres oléagineux	115	253	251	197	Autres oléagineux	3	24	94	28
écart-type	219,06	136,35	238,23	99,86	écart-type	96,66	60,12	102,87	41,62
Autres cultures	74	58	87	76	Autres cultures	60	48	70	68
écart-type	15,75	16,92	20,70	11,66	écart-type	9,63	17,10	19,98	13,80
Autres produits bruts	19	26	33	31	Autres produits bruts	21	34	39	40
écart-type	1,44	1,98	2,70	1,77	écart-type	3,78	2,97	4,14	2,50
	n= 1797	Source RICA 2006				n= 699	Source RICA 2006		
significatif	non-significatif				significatif	non-significatif			

Si l'on poursuit cette comparaison Nord-Sud à partir des estimations selon le produit brut, les conclusions diffèrent : si le blé tendre apparaît plus intensif en pesticides dans le bassin Nord, cependant le blé dur avec l'orge, le maïs grain, le colza et le tournesol apparaissent plus intensifs en pesticides dans le bassin Sud. Autre différence : les coefficients des pommes de terre et des betteraves sucrières ne sont significativement différents de zéro que pour le bassin Nord.

Les intervalles interquartiles sont disjoints entre le bassin Nord et le bassin Sud pour le blé dur et l'orge avec des coûts estimés en phytosanitaires inférieurs pour le bassin Nord qui pourraient être la conséquence d'une meilleure productivité des facteurs pour ces cultures céréalières

Le graphique ci-dessous permet d'affirmer sur la base des intervalles de confiance à 95% disjoints pour les processus quantiles respectifs entre la zone Nord et la zone Sud, qu'il existe bien un différentiel sur le coût en phytosanitaires du blé tendre pour ces deux zones.

Figure 3 : processus quantiles et intervalles de confiance, entre le Nord et le Sud de la France pour le blé tendre.

v) Classes de dimension économique

Afin de tester empiriquement l'existence d'économies d'échelle, nous avons regroupé les exploitations de grande cultures en deux groupes aux poids sensiblement équivalents dans la population : d'une part, l'ensemble des exploitations dont la classe de dimension économique (Cdexe) est inférieure ou égale à 8 (soit moins de 150 ha équivalent-blé en termes de marge brute standard), soit la grande Cdexe 8 ($Cdexe \leq 8$); d'autre part, l'ensemble des exploitations dont la classe de dimension économique est supérieure ou égale à 9 (soit plus de 150 ha équivalent-blé en termes de marge brute), dénommée grande Cdexe 9 ($Cdexe \geq 9$).

Pour les céréales, les estimations issues de la grande Cdexe 8 sont supérieures à celles issues de la grande Cdexe 9. Pour les cultures industrielles, la hiérarchie des coûts est inversée bien que les différences soient moins nettes. Pour les oléagineux, les coûts en phytosanitaires sont supérieurs pour la grande Cdexe 8, alors que c'est l'inverse pour le colza où les coûts phytosanitaires de la grande Cdexe 9 apparaissent supérieurs si l'on s'appuie sur la distribution des quartiles. Néanmoins ces différences apparaissent significatives seulement pour l'orge dont les intervalles interquartiles respectifs des deux grandes classes de dimension économique sont disjoints (ce qui implique qu'au moins 75% des exploitations de chacune des deux grandes classes de dimension économique ne se situent pas dans la même échelle de coût selon les estimations réalisées).

Selon les règles de décision utilisées, il n'apparaît donc pas de différences significatives entre coûts phytosanitaires qui seraient liés à la dimension économique, à l'exception de l'orge. De tels résultats n'apportent donc pas d'éléments concluants en faveur de l'existence d'économies d'échelle.

vi) Orientations technico-économiques

La comparaison entre les différentes orientations technico-économiques plus ou moins spécialisées en grandes cultures permet d'apprécier en première analyse l'impact d'une plus grande spécialisation (par exemple, spécialisation de l'Otex 13 en cultures céréalières ou spécialisation de l'Otex 14 en cultures industrielles) ou d'une plus grande diversification (par exemple, diversification de l'Otex 81 en élevage herbivore)

Selon les estimations réalisées d'après les produits bruts, la significativité des coefficients de charges phytosanitaires est différente selon les orientations technico-économiques : certains coefficients pour les autres céréales, la pomme de terre, les autres oléagineux et les autres cultures ne sont pas significatifs au niveau 95% pour l'otexe 13 (orientation grandes cultures, spécialisée en céréales oléagineux et protéagineux), témoignant du caractère marginal de ces cultures pour certains quartiles (sinon tous) de ce type d'orientation ; c'est le cas également des protéagineux, du tournesol et du colza pour l'otexe 14 (orientation grandes cultures, spécialisée en cultures industrielles).

A contrario, certaines cultures peuvent apparaître du fait d'une grande significativité des coefficients comme intégrés de manière standard aux assolements (par exemple, la pomme de terre pour l'otexe 14) sinon comme constitutives de l'orientation. Pour le blé tendre, les intervalles interquartiles de coût phytosanitaire sont disjoints entre l'otexe 13 (coûts inférieurs) et l'otexe 14; pour la betterave sucrière également, avec l'otex 14 (coûts inférieurs) versus l'otex 13 ; c'est quasiment le cas pour le maïs grain entre l'otex 13 (coûts inférieurs) et les otexes 14 et 81 ; ces différences jugées significatives sur cette base pourraient refléter des différences quant au profil de traitement qui seraient induits par les facteurs sous-jacents à la spécialisation soit en céréales-oléo-protéagineux, soit en cultures industrielles. Par exemple, ces différences pourraient être induites pour partie par les types distincts de rotation culturales pratiquées le plus couramment selon ces différentes orientations de grandes cultures, l'allongement ou la rupture des cycles culturaux permettant de mieux contrôler les infestations.

Selon les estimations réalisées d'après les surfaces, le niveau des coûts par hectare est plus élevé pour l'otexe 14 (grandes cultures, spécialisées en cultures industrielles) pour les céréales, relativement aux autres otexes de grandes cultures (13 et 81). Par contre, le niveau des dépenses phytosanitaires y apparaît considérablement plus faibles en betteraves industrielles, relativement aux autres otexes de grandes cultures. En revanche, ce phénomène est beaucoup moins marqué pour l'autre grande culture industrielle constituée par la pomme de terre.

Pour le blé tendre, les intervalles interquartiles sont disjoints entre l'otexe 13 (coûts inférieurs) et l'otexe 14; de même en maïs, pour l'otexe 13 (coûts inférieurs) contre pour l'otexe 14, ou encore inversement pour les betteraves sucrières, coûts inférieurs pour l'otexe 14 contre l'otexe 13 et l'otexe 81.

Ces différences jugées significatives selon un critère de chevauchement des écarts interquartiles apparaissent compatibles voire cohérentes avec la spécialisation relative de chacune de ces otexes. Une méthodologie de test plus élaborée permettrait vraisemblablement d'affiner ces analyses.

IV Discussion

i) validation empirique de la procédure d'estimation des coefficients de coûts

Une validation de nature empirique peut être effectuée en rapprochant les estimations obtenues selon la régression quantiles de celles obtenues sur la base des comptabilités analytiques de la base du CER Meuse pour l'année 2006 :

Tableau 6 : coûts unitaires estimés à l'hectare, comparaison entre RICA et CER Meuse, 2006.

€/ ha	Rica 2006			Meuse 2006		
	L1(Q1)	L1(Q2)	L1(Q3)	Q1	Q2	Q3
	Inf_IC95%	MCO	Sup_IC_95%	Inf_IC95%	Moyenne	Sup_IC_95%
Blé tendre	140	172	207	110	133	158
	109	175	240	54	135	216
Protéagineux	117	114	187	67	83	130
	122	138	154	4	90	177
Tournesol	73	56	54	66	87	110
	43	52	62	14	87	159
Colza	137	146	160	158	187	220
	128	162	196	85	188	290

n=2551 Source: RICA 2006, SSP n=520 Source : CER Meuse 2006

Les coûts unitaires de surface en phytosanitaires estimés à partir du RICA 2006 apparaissent supérieurs à ceux constatés à partir de la base Meuse pour le blé tendre et inférieurs pour le colza pour lequel les intervalles interquartiles sont quasiment disjoints. De même, les coûts unitaires de surface en phytosanitaires estimés à partir du RICA 2006 pour les protéagineux sont supérieurs à ceux enregistrés par le CER Meuse, tandis que c'est l'inverse pour le tournesol dont les coûts estimés sur le RICA 2006 sont inférieurs à ceux observés par le CER-Meuse tout en décroissant selon le quantile de charges phytosanitaires globales. Toutefois, l'importance de ces dernières constatations doit être relativisée, tournesol et protéagineux étant assez peu cultivées dans ce département.

Tableau 7 : coûts unitaires estimés pour 1 000 € de produit brut , comparaison entre RICA et CER Meuse, 2006.

€/ 1000 €	Rica 2006			Meuse 2006		
	L1(Q1)	L1(Q2)	L1(Q3)	Q1	Q2	Q3
	Inf_IC95%	MCO	Sup_IC_95%	Inf_IC95%	Moyenne	Sup_IC_95%
Blé tendre	175	214	239	129	156	187
	135	202	269	47	161	275
Protéagineux	44	57	133	17	130	191
	93	100	106	-2	233	467
Tournesol	172	188	202	287	155	479
	156	172	188	67	160	276
Colza	184	196	261	191	231	272
	193	227	262	192	235	372

n=2551 Source : RICA 2006 n=522 Source : CER Meuse, 2006

A l'instar des coûts unitaires de surface, les coûts unitaires en phytosanitaires pour 1 000 € de produit brut estimés à partir du RICA 2006 apparaissent supérieurs à ceux constatés à partir de la base Meuse pour le blé tendre et inférieurs pour le colza même si les intervalles interquartiles ne sont pas entièrement disjoints. Les estimations pour le tournesol et les protéagineux sont difficiles à interpréter compte tenu du nombre relativement faibles d'exploitations pratiquant ces cultures en Meuse.

Les résultats de ces deux analyses convergent pour indiquer sur l'ensemble du RICA des coûts supérieurs en phytosanitaires pour le blé tendre et inférieurs pour le colza à ceux reconstruits sur la base des comptabilités analytiques de la base du CER Meuse, en 2006.

ii) perspectives d'analyse

Nous prévoyons d'étendre la validation empirique à d'autres bassins de grandes cultures relativement homogènes du point de vue des conditions de production (Ile de France, Centre, Midi-Pyrénées) en mobilisant les informations comptables recueillies en 2006 par la Sonde grandes cultures du RICA pour calculer les marges brutes.

Les intervalles à 95% du processus quantile peuvent être utilisés comme règle de décision pour établir qu'une différence significative existe entre les niveaux estimés des coefficients de coûts phytosanitaires (e.g., cas des distributions Nord et Sud du coût phytosanitaire blé tendre, cf. figure 7). Cependant, un tel test peut dans certains cas être considéré comme trop rigoureux. A l'inverse, utiliser comme règle de décision l'absence de chevauchement des écarts interquartiles respectifs peut être considéré comme un test pas suffisamment rigoureux pour décider s'il existe une différence significative entre les différentes distributions des coefficients de coût comme la pomme de terre présente au Nord de la France et absente dans le bassin Sud. Il conviendrait d'affiner notre méthodologie de test en mettant en œuvre un test des différences basé sur les propriétés asymptotiques des estimateurs quantiles.

Nous nous proposons d'analyser les différences jugées significatives en termes de pratiques culturales en réponse à des contextes phytosanitaires distincts : dans un complément à cette communication, nous allons étudier l'usage des phytosanitaires en tenant compte de l'indicateur de fréquence de traitement pour obtenir des estimations de coût par traitement à l'hectare de culture traitée.

Les aléas climatiques étant un déterminant majeur des phytopathologies, nous prévoyons d'étendre les analyses à une période de référence suffisamment longue pour apprécier l'influence de ce facteur sur le niveau et la variabilité des coûts phytosanitaires.

L'extension de ces analyses aux différents pays européens ayant fourni des données similaires pour le RICA permettrait également des analyses comparatives plus riches et susceptibles d'apporter des résultats conclusifs, notamment au plan de la spécialisation et de la dimension des exploitations de grandes cultures.

V Références bibliographiques

- Barrodale I, Roberts F.D.K. (1973) « An Improved Algorithm for Discrete l_1 Linear Approximation », *SIAM Journal of Numerical Analysis*, 10, pp. 839-848.
- Baschet J-F., Pingault N. (2009) « La réduction des usages de pesticides : le plan Ecophyto 2018 - Le rôle des indicateurs d'utilisation pour évaluer l'atteinte des objectifs », *Analyse Prospective et Evaluation n° 4*, Service de la Statistique et de la Prospective, Ministère de l'Agriculture et de la Pêche, 4 p.
- Bockstaller C., Guichard L., Keichinger O., Girardin P., Galan M-B., et Gaillard G., (2009) « Comparison of methods to assess the sustainability of agricultural systems. A review », *Agronomy for Sustainable Development*, n°29, pp. 223-235.
- Butault JP, Cyncynatus M. (1991). Coûts de production et compétitivité des agricultures européennes. Institut national de la recherche agronomique, Département Économie et Sociologie Rurales, série *Actes et Communications n°5*, actes de la journée d'étude du 1991, 248 p.
- Champeaux C. 2006 *Recours à l'utilisation des pesticides en grandes cultures : évolution de l'indicateur de fréquence de traitements au travers des enquêtes « pratiques culturales » du SCEES entre 1994 et 2001*, Inra, Rapport d'étude commanditée par le Map (DGFAR), 100 p.
- Chapelle-Barry C. (2008) « Enquête sur les pratiques culturales en 2006 », *Agreste Chiffres et Données, Série Agriculture n°200*, août, 137 p.
- Desbois D., Butault J-P., Surry Y. (2009) « Quantile Estimation of Agricultural Production Costs: A First Application to Sugar Beet Crop Protection », *XVIIth Pacioli Meeting*, June 10th, 137 p.
- Gravesen L. (2003) « The Treatment Frequency Index: an indicator for pesticide use and dependency as well as overall load on the environment. *Pure Conference 2003*, pp 28-30.
- Butault, J-P. & alii (2009), *Eco-Phyto R&D (Volet 1) Tome VI : Analyse ex-ante de scénarios de rupture dans l'utilisation des pesticides*, mai, Inra, 73 p. (to be published).
- Karmakar R. (1984). "A New Polynomial-Time Algorithm for Linear Programming.", *Combinatorica*, 4, pp. 373–395.
- Koenker R., Bassett, G. (1978). "Regression Quantiles.", *Econometrica*. January, 46:1, pp. 33–50.
- Koenker R., d'Orey, V. (1994). "Remark AS R92: a Remark on Algorithm AS 229: Computing Dual Regression Quantiles and Regression Rank Scores.", *Applied Statistics*, 43, pp. 410–414.
- Koenker R., Zhao Q. (1994). "L-Estimation for Linear Heteroscedastic Models", *Journal of Nonparametric Statistics*, 3, pp. 223–235.
- Koenker R., Hallock, F. (2001). "Quantile Regression", *Journal of Economic Perspectives*, Fall, Vol. 15:4, pp. 143–156.
- Koenker R. (2005) *Quantile Regression*, Series: Econometric Society Monographs (n°38), Cambridge University Press, 366 p.
- Lustig I.J., Marsden R.E., Shanno D.F. (1992) "On Implementing Mehrotra's Predictor-Corrector Interior-Point Method for Linear Programming" *SIAM Journal on Optimization*, 2, pp. 435-449
- Madsen K., Nielsen, H.B. (1993). "A Finite Smoothing Algorithm for Linear l_1 Estimation", *SIAM Journal on Optimization*, 3, pp. 223–235.
- OCDE (2008) *Environmental Performance of Agriculture since 1990: Main Report*, Paris, France, <http://www.oecd.org/agr/env/indicators.htm>.
- Paillotin Guy (2008) Chantier 15 « agriculture écologique et productive ». Rapport final du Président du Comité opérationnel « Ecophyto 2018 », Grenelle de l'Environnement, MEDAD, 5 juin 2008.
- Pingault N., Pleyber E., Champeaux C., Guichard L., Omon B. (2009) « Produits phytosanitaires et protection intégrée des cultures : l'indicateur de fréquence de traitement ». *Notes et Etudes économiques*, n°32, pp. 61-94.
- Portnoy S., Koenker R. (1997) « The Gaussian Hare and the Laplacian Tortoise: Computation of Squared-Errors vs. Absolute-Errors Estimators ». *Statistical Science*, 1, 279-300.