Estimations régionalisées de coûts spécifiques du blé. Une analyse européenne basée sur les quantiles conditionnels*.

Dominique DESBOIS, UMR Economie publique, INRA-AgroParisTech, Université Paris Saclay.

I Introduction

Parmi les défis d'ordre économiques identifiés pour la réforme 2014-2020 de la Politique Agricole Commune (PAC) figurent les coûts de production soumis à la double contrainte de la hausse des prix des intrants et de l'affaiblissement du pouvoir de négociation des agriculteurs sur les prix des produits au sein de la chaîne d'approvisionnement alimentaire (Commission européenne, 2013). En effet, la libéralisation par étapes des marchés agricoles réglementés conduit à une exposition accrue des producteurs aux risques de volatilité des prix (Commission européenne, 2017). Dans un contexte de pression accrue sur les revenus, une connaissance plus précise des coûts de production des différentes populations de producteurs agricoles permet d'affiner les calculs de marges nécessaires à une meilleure répartition de la valeur générée par les filières agroalimentaires, un des déterminants de leur maintien durable au sein des régions européennes. Ainsi, le projet français de régulation des relations commerciales dans le secteur agricole et alimentaire s'appuie-t-il explicitement sur les coûts de production des producteurs et des transformateurs l.

Plus fréquemment exposé aux aléas de prix depuis la réforme de la PAC intervenue en 1992, les producteurs agricoles européens ayant peu d'opportunités de différenciation optent pour des stratégies de réduction des coûts, en cherchant soit à diminuer les charges de structure en maximisant le volume de la production, soit à diminuer les charges spécifiques en optimisant la gestion des intrants voire en adoptant des itinéraires techniques à bas niveau d'intrants. Cependant, l'ajustement par les structures n'est pas toujours possible en raison des contraintes pesant sur la production. Par contre, l'ajustement par les coûts spécifiques offre plus de souplesse comme le montre l'adoption d'itinéraires techniques raisonnés ou à bas niveaux d'intrants. Permettant de déterminer les marges brutes par produits, les coûts spécifiques constituent un indicateur important pour les agriculteurs et éleveurs en matière de conduite technique de l'exploitation et d'ajustement de leurs mix-produits aux demandes des marchés agricoles, compte-tenu des ressources et des facteurs de compétitivité dont ils disposent.

Face à l'hétérogénéité des structures de production agricole et des choix productifs en Europe, comment restituer le maximum d'informations utiles dans l'estimation des coûts de production agricoles ? En réponse à cette préoccupation, nous proposons une méthodologie d'estimation susceptible de fournir des informations sur l'ensemble de la distribution des coûts spécifiques de production relativement aux principaux produits agricoles de référence dans un contexte européen. Afin de s'affranchir de la contrainte d'estimateurs en moyenne sensibles à l'asymétrie ou aux valeurs extrêmes des distributions d'intérêt et susceptibles de masquer les différences inter-structurelles, il convient de générer pour chacun des principaux produits agricoles non seulement les estimations médianes de la distribution des coûts mais également les quantiles inférieurs ou supérieurs. À cette fin, nous utilisons une technique de régression permettant d'obtenir des estimations des quantiles de coûts spécifiques, conditionnées par le processus de production des exploitations agricoles (Desbois, Butault et Surry, 2017). Afin de démontrer la pertinence de cette approche, nous présenterons par la suite des estimations de quantiles pour les coûts spécifiques du blé, compte-tenu de sa place dans la valeur agricole produite par l'UE², sur un ensemble de régions européennes où cette production est significative sur l'année 2006.

II Les procédures d'estimation et de test³

Conformément aux spécifications du modèle général d'estimation des coûts de production (Surry, Desbois, et Butault, 2013), le total des charges spécifiques (x_i), pour une exploitation agricole $i \in I$, est lié

^{*} Ce travail de l'auteur a été effectué lors de la préparation de sa thèse (Desbois, 2015), co-dirigée par Y. Surry et J.-C. Bureau, qui a bénéficiée du support du projet *Farm Accountancy Cost Estimation and Policy Analysis of European* du 7^e Programme-cadre de la Communauté européenne (FP7/2007-2013, agrément n° 212292). Cette mention n'implique pas l'approbation des personnes et organismes cités, l'auteur assumant l'entière responsabilité du texte,.

Projet de loi pour l'équilibre des relations commerciales dans le secteur agricole et alimentaire et une alimentation saine et durable. http://agriculture.gouv.fr/egalim-le-projet-de-loi-agriculture-et-alimentation-en-discussion-lassemblee-nationale, 24/05/2018

Le blé représente 6,2 % de la production agricole de l'Union Européenne qui s'élevait en 2010 à 347 milliards d'euros (Eurostat, 2012).

Unifiant les notations, cette section synthétise les éléments de la méthodologie d'estimation et de test présentés successivement dans (Desbois, Butault, et Surry, 2013), (Desbois, 2015) et (Desbois, Butault, et Surry, 2017).

aux p produits bruts Y_i^j pour j=1,...,p par le modèle de régression suivant (Butault $et\ al.,\ 1988$; Butault, 1991):

$$x_i = \sum_{j=1}^p (\alpha_j \times Y_i^j) + \epsilon_i \text{ pour } i = 1, \dots, n$$
 (1)

où ε_i est un terme stochastique résiduel d'espérance nulle et à variance constante. Les coefficients s'interprètent comme un coefficient unitaire d'allocation de charges spécifiques proportionnel au produit brut des productions de l'exploitation agricole multiproductive.

Considérant la marge brute M_i de l'exploitation i comme différentiel entre la somme des p produits bruts $Y_i = \sum_{i=1}^p (Y_i^j)$ et le total de ses charges spécifiques x_i , les marges brutes sont exprimées en fonction des produits bruts par reparamétrisation du modèle (1) :

$$M_i = \sum_{j=1}^p (Y_i^j) - x_i = \sum_{j=1}^p (Y_i^j) - (\sum_{j=1}^p \alpha_j Y_i^j + \epsilon_i) = \sum_{j=1}^p (1 - \alpha_j) Y_i^j - \epsilon_i$$
 (2)

En prenant l'espérance mathématique E[.] de chacun des termes extrêmes de l'équation (2), nous obtenons :

$$E[M_i] = E[\sum_{i=1}^p (1 - \alpha_i) Y_i^j] - E[\epsilon_i] = \sum_{i=1}^p (1 - \alpha_i) E[Y_i^j]$$
(3)

du fait de la linéarité de l'opérateur E[.] et de la spécification centrée du vecteur des aléas $E[\epsilon_i] = 0$.

Les produits Y_i^j étant positifs ou nuls par définition, nous en dérivons par identification le calcul d'espérance mathématique des p composantes-produits M_i^j de la marge brute, soit :

$$E[M_i^j] = (1 - \alpha_i)E[Y_i^j] = \gamma_i E[Y_i^j]$$
(4)

Ainsi, les valeurs estimées des coefficients $\widehat{\gamma}_j = 1 - \widehat{\alpha}_j$, pour j = 1 à p par la régression des moindres carrés ordinaires (MCO), fournissent les espérances conditionnelles des taux unitaires de marge brute de l'ensemble J des produits..

L'estimation conditionnelle des quantiles, développée par (Koenker et Bassett, 1978) sous le vocable de « quantile regression », prend en compte l'hétérogénéité de la valeur totale x_i des charges spécifiques pour l'exploitation i modélisée linéairement par la somme pondérée des charges proportionnellement allouées à chacun des produits Y_i^j . Appliquée aux exploitations agricoles, cette méthode économétrique fournit une distribution estimée des coûts spécifiques pour les principaux produits agricoles, complétant ainsi les estimations MCO ne fournissant qu'une espérance conditionnelle de ces coûts. En outre, au lieu d'une estimation par intervalle bâtie sur une hypothèse de normalité, le processus quantile fournit une distribution empirique des estimations sans devoir formuler d'hypothèse inadaptée sur la distribution des charges.

La méthodologie d'estimation des quantiles conditionnels reprend celle présentée par (Desbois, Butault, et Surry, 2017). Par analogie avec la régression MCO, la régression quantile peut être formulée comme suit (Cameron et Trivedi, 2006):

$$x = Y'\beta^{(q)} + u^{(q)}$$
 avec $u^{(q)} = Y'\delta \times \epsilon^{(q)}$ et $Y'\delta > 0$ (5)

 $x = Y'\beta^{(q)} + u^{(q)} \quad \text{avec} \quad u^{(q)} = Y'\delta \times \epsilon^{(q)} \quad \text{et} \quad Y'\delta > 0$ où $\beta^{(q)} = (\beta_1^{(q)}, \dots, \beta_j^{(q)}, \dots, \beta_p^{(q)})$ est le vecteur des coefficients des p variables explicatives, et ϵ_q un vecteur d'aléas identiquement et indépendamment distribués d'espérance nulle et de variance constante σ^2 . Sous cette hypothèse, le q^{ième} quantile conditionnel du coût de production x, conditionné par Y et par les paramètres β et δ , s'en déduit avec la forme analytique suivante :

$$\mu_q(x|Y,\beta,\delta) = Y'\beta + \delta \times F_{\epsilon}^{-1}(q) \tag{6}$$

où $F_{\epsilon}(q)$ est la fonction de répartition de $\epsilon^{(q)}$. Ainsi, le quantile conditionnel d'ordre q dépendant linéairement de Y, l'estimation des paramètres converge vers $\beta + \delta \times F_{\epsilon}^{-1}(q)$ et varie de façon monotone en fonction de l'ordre q du quantile. Si la variance σ^2 est constante, les quantiles conditionnels présentent des coefficients identiques ; sinon, leurs coefficients diffèrent d'un écart qui croît au fur et à mesure que l'ordre q du quantile augmente. Dans le cadre du modèle général présenté par D'Haultfoeuille et Givord (2014), le modèle (5) peut être exprimé selon des spécifications correspondant à la nature de l'hétérogénéité résiduelle, soit :

$$x = Y'\beta^{(q)} + \epsilon^{(q)} \operatorname{avec} \mu_q(\epsilon^{(q)} \mid Y) = 0$$
 (7)

i) $x = Y'\beta + u$, avec $u = K\epsilon$, désigné comme le modèle linéaire de quantile conditionnel à pente homogène (résidus homoscédastiques) ou « modèle à translation simple »;

ii) $\mu_a(x|Y,\beta,\delta) = Y'\beta + \delta \times F_{\epsilon}^{-1}(q)$, avec $Y'\delta > 0$, désigné comme le modèle linéaire de quantile conditionnel à pente hétérogène (résidus hétéroscédastiques) ou « modèle à translation-échelle »); (7.b) iii) $x = Y'\gamma_U$, avec U variable aléatoire indépendante de Y suivant une distribution uniforme sur l'intervalle [0,1] telle que la fonction $U \to Y'\gamma_U$ soit strictement croissante quel que soit Y, désigné comme le modèle de quantile conditionnel à effet aléatoire ou « modèle à coefficients aléatoires » (7.c).

Suivant le modèle d'estimation des quantiles conditionnels pondérés par Koenker et Zhao (1994), la pondération Ω_I des observations, définie par $\{\omega_i; i=1,\cdots,n\}$, est introduite dans la fonction de perte du problème de minimisation de la régression quantile comme suit :

 $\sum_{i;x_i \geq \beta y_i} [\omega_i q | x_i - \beta y_i |] + \sum_{i;x_i < \beta y_i} [\omega_i (1-q) | x_i - \beta y_i |]$ (8), conduisant à l'estimation des paramètres du modèle (5) comme solution optimale du problème de minimisation de la fonction de perte (8) :

$$\hat{\beta}_{\omega}(q) = \frac{arg_{min}}{\beta \in R^{p}} \{ \sum_{i; x_{i} \geq y_{i}'\beta} [\omega_{i}q|x_{i} - y_{i}'\beta|] + \sum_{i; x_{i} < y_{i}'\beta} [\omega_{i}(1-q)|x_{i} - y_{i}'\beta|] \}$$
(9).

Pour estimer la variance de l'estimateur $\widehat{\beta_{\omega}}$, nous optons pour la technique du ré-échantillonnage, en bootstrap marginal sur chaînes de Markov (MCMB - Markov Chain Marginal Bootstrap). Sans hypothèse a priori sur les distributions d'erreurs, cette technique robuste produit des intervalles de confiance empiriques avec une complexité de calcul limitée lorsque le nombre de variables explicatives est élevé (He et Hu, 2002). La significativité des coefficients est testée suivant une statistique de Wald distribuée sous l'hypothèse nulle selon une loi du Chi-Deux dont le nombre de degrés de libertés est fonction du nombre p de coefficients testés (Koenker et Machado, 1999). L'hypothèse d'hétéroscédasticité est testée selon une procédure de rejet de l'hypothèse nulle d'égalité des coefficients entre k différents quantiles selon une statistique suivant une distribution du Chi-Deux à $(k-1) \times p$ degrés de liberté (Koenker et Basett, 1982).

En outre, le q^e quantile conditionnel possède la propriété d'équivariance, spécifique aux transformations monotones, impliquant les deux règles conditionnelles suivantes :

si
$$\lambda \in [0; \infty]$$
 alors $\mu_q(\lambda \cdot X + C \mid Y) = C + \lambda \cdot \mu_q(X \mid Y)$ (10.a)

si
$$\lambda \in [-\infty; 0]$$
alors $\mu_q(\lambda \cdot X + C \mid Y) = C + \lambda \cdot \mu_{(1-q)}(X \mid Y)$ (10.b)

Par reparamétrisation en X de M = Y - X, la propriété (10.b) permet de déduire l'estimation unitaire de marge brute par produit à partir de l'estimation unitaire de coûts spécifique par produit, suivant la séquence de transformations ci-après :

$$\mu_q(M \mid Y) = \mu_q(Y - X \mid Y) = 1 - \mu_{(1-q)}(X \mid Y) \tag{11}$$

Cette méthodologie d'estimation micro-économétrique des coûts spécifiques de production selon les quantiles conditionnels est appliquée aux exploitations de l'échantillon 2006 du Réseau d'Information comptable agricole (RICA) européen, pour en démontrer la faisabilité et la pertinence au niveau régional (niveau II) de la nomenclature statistique européenne des unités territoriales (NUTS).

III Procédures d'analyse multidimensionnelle et imputation des estimations incomplètes

Les régions sont *complètement estimées* si toutes leurs différentes estimations quantiles obtenues (D1 au premier décile, Q1 au premier quartile, Q2 en la médiane, Q3 au dernier quartile et Q9 au dernier décile) peuvent être considérées sur la base de leur variabilité comme significativement non-nulles⁴. Dans le cas contraire, les régions sont *partiellement estimées*.

La variabilité des estimations de certains quantiles conditionnels des régions partiellement estimées étant trop importante, nous proposons une procédure de régularisation des estimations non significatives par imputation barycentrique à partir du référentiel de coûts spécifiques du blé développé à partir des régions totalement estimées.

L'analyse multidimensionnelle de la variabilité des estimations quantiles conditionnelles obtenues est réalisée par le biais de l'analyse en composantes principales (ACP). La typologie des classes de coûts spécifiques est obtenue à partir de la classification ascendante hiérarchique (CAH) des régions complètement estimées, selon la métrique euclidienne et le critère d'agrégation de Ward. Les régions complètement estimées sont les *observations actives* des analyses multidimensionnelles effectuées tandis que les régions partiellement estimées en constituent les observations *supplémentaires*. D'autre part, les pays et les couples {OTE} x {CDE}, croisant orientations technico-économique et classes de dimension économique, sont mobilisés comme *observations supplémentaires* dans certaines analyses multidimensionnelles présentées par la suite.

La procédure d'imputation des estimations quantiles non significatives pour les régions partiellement

3

Avec un risque d'erreur de première espèce inférieur à 5% à partir du test non-paramétrique basée sur l'estimation bootstrap de la variance.

estimées s'apparente aux méthodes de *hot-deck* métrique utilisées pour le traitement de la non-réponse. Une affectation au plus proche barycentre, selon une norme quadratique des écarts, permet de décider de l'appartenance des régions partiellement estimées aux agrégats de la partition retenue comme référentiel typologique. La procédure d'imputation utilise l'algorithme d'affectation FASTCLUS du logiciel SAS.

IV Résultats

Excepté les estimations atypiques de l'*Alsace* (1 001 €) et de la *Flandre* (1 085 €) au dernier décile (D9), 80% des estimations régionalisées s'inscrivent dans un intervalle de variation allant de 261 € à 670 € pour 1 000 € de produit brut, et 50% des estimations se situent dans l'intervalle allant de 325 € à 513 €, bornes plus proches d'estimations fournies par des méthodes d'observation directe⁵. Signalant des distributions très asymétriques, les écarts d'estimation les plus importants (supérieurs à 20% en valeur absolue) entre l'estimation conditionnelle de la médiane et celle de la moyenne sont par ordre croissant : *Eszak-Alfoid* (-42%), *Sachsen-Anhalt* (-35%), *Wiekopolska* & *Slask* (23%), *Flandre* (24%), *Hessen* (25%), *Schleswig-Holstein* (27%), *Kozép-Dunàntùl* (34%), *Extremadura* (37%), *Nyugat-Dunàntùl* (93%).

Organisation de la variabilité des estimations régionalisées

L'analyse en composantes principales normée de l'ensemble des quantiles estimés conduit à retenir les deux premiers axes factoriels rassemblant plus de 93% de l'information disponible. Le premier axe factoriel (81% d'inertie) est un axe de taille auquel l'ensemble des quantiles estimés est corrélé positivement et plus particulièrement la médiane conditionnelle (Q2), quantile le mieux corrélé. Le second axe factoriel, axe de structure représentant 12,5% d'inertie, oppose les quantiles supérieurs Q3 et D9 (F2>0) aux quantiles inférieurs (F2<0).

Echelle de niveau des distributions de coûts spécifiques unitaires

Parmi les régions totalement estimées, projetées en tant qu'observations actives de l'ACP (o en figure 1), F192_Rhône-Alpes et F152_Alsace se caractérisent par des coûts spécifiques les plus élevées (respectivement, 904 et 817 €) tandis que A050_Nordrhein-Westfalen et E570_Extremadura, par les valeurs les plus faibles (respectivement 222 et 218 €) concernant l'estimation médiane des coûts spécifiques. B341_Flandre et F193_Auvergne se distinguent par des estimations quantiles supérieures (Q3 et D9) parmi les plus élevées tandis que F135_Basse-Normandie et F153_Franche-Comté par des estimations quantiles inférieurs (D1 et Q1) parmi les plus élevées.

Parmi les couples {OTE} x {CDE}, projetés en observations supplémentaires (+, figure 1) sur la base des estimations obtenues, les classes de dimension économique (SI, S2, S3) de l'orientation O13 spécialisée céréales, oléagineux, protéagineux (COP) sont négativement corrélées avec l'axe F1 en particulier celle des grandes exploitations spécialisées COP (O13S3), balisant ainsi la zone de coûts globalement plus faible (F1<0). Des corrélations négatives avec cette première composante sont également enregistrées pour l'ensemble des classes de dimension économique des orientations de polyculture (O60), avec une contribution plus importante des moyennes (O60S2) et grandes exploitations (O60S3) de cette orientation ; idem pour les orientations de polyculture-élevage (O81) surtout pour les petites (O81S1) et les grandes (O81S3) exploitations ; cependant, la corrélation des exploitations de taille moyenne de cette orientation (O81S2) à l'axe F1 s'avère bien moins importante. Du côté positif de l'axe F1 (F1>0), on enregistre les corrélations importantes du groupe des petites exploitations de l'orientation spécialisée en « autres grandes cultures » (O14S1) et de celui des petites exploitations de poly-élevage (O72S1).

Les orientations spécialisées telles que COP, Polyculture et Polyculture-élevage présentent donc des coûts spécifiques unitaires globalement plus faibles quelle que soit la dimension économique. Pour les orientations spécialisées en autres grandes cultures, la dimension économique semble avoir un effet de seuil puisque les petites exploitations (S1) se situent dans la zone des coûts globalement plus élevés, effet qui se renforce pour l'orientation de poly-élevage du fait probablement d'une combinaison de facteurs comme l'intra-consommation de céréales pour l'alimentation animale, l'absence de spécialisation, et une localisation préférentielle en zone défavorisée. Pour les orientations spécialisées COP et « autres grandes cultures » ainsi que celle de polyculture-élevage, la dimension économique apparaît comme un facteur global de réduction des coûts spécifiques entre la classe des exploitations moyennes aux coûts plus élevés et les deux autres classes aux coûts plus faibles.

Structure des distributions de coûts spécifiques unitaires

La structure des distributions de coûts spécifiques unitaires peut être déduite de la lecture de l'axe F2 :

Notamment, celles fournies en France par les enquêtes de coûts de production réalisées par Arvarlis (ex Institut des techniques céréalières et fourragères).

en son extrémité négative (F2<0) sont situées les régions *F135_Basse-Normandie*, *F151_Lorraine*, *F163_Bretagne*, accompagnées de *A050_Nordrhein-Westfalen*, *A060_Hessen* et *U413_England-West*, dont les estimations des quantiles conditionnels inférieurs (D1 et Q1) apparaissent relativement plus élevées que celles obtenues pour l'ensemble des autres régions ; en son extrémité positive (F2>0), on trouve *B341_Flandre* et *F193_Auvergne* dont les estimations des quantiles conditionnels supérieurs (Q3 et D9) sont relativement plus élevés que celles fournies par les autres régions.

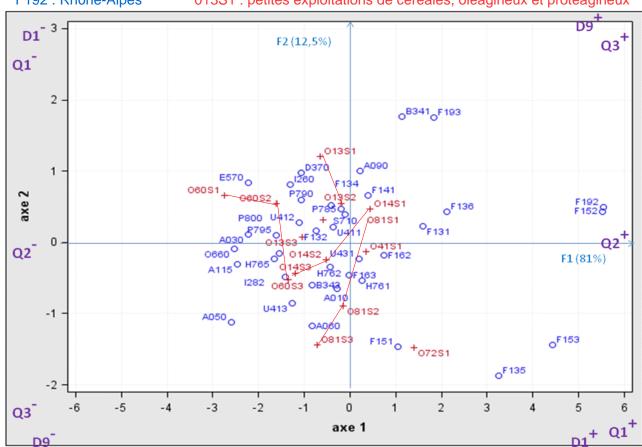
De façon similaire, la catégorie *O13S1* des petites exploitations spécialisées COP dont les estimations des quantiles supérieurs sont plus élevées que celles obtenues pour les autres couples {OTE} x {CDE} est projetée sur le demi-axe F2>0. Tandis que la catégorie *O72S1* des petites exploitations de poly-élevage et les catégories des grandes (*O81S3*) et moyennes (*O81S2*) exploitations de polyculture-élevage présentent des estimations des quantiles conditionnels inférieurs relativement plus élevées que celles obtenues pour les autres catégories.

Figure1: blé, estimations quantiles des coûts spécifiques, régions et couples {OTE} x {CDE}

Distribution des coûts spécifiques de production agricole du blé dans l'UE

F192: Rhône-Alpes

013S1: petites exploitations de céréales, oléagineux et protéagineux



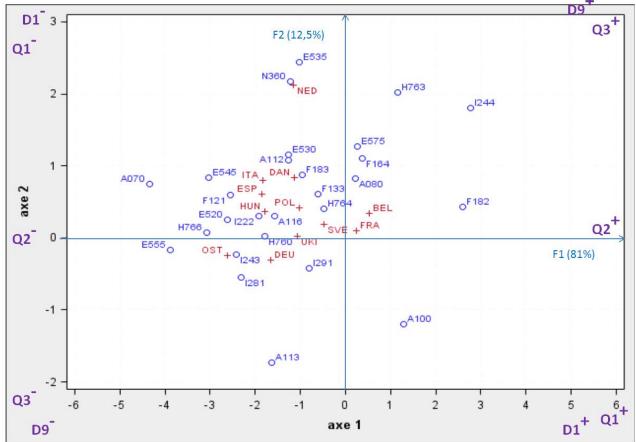
Lecture: analyse en composantes principales des régions actives (o), projections supplémentaires (+) des couples {OTE} x {CDE}, premier plan factoriel ACP. **Source**: traitement de l'auteur, d'après RICA UE12, 2006.

Situation des estimations nationales de coûts spécifiques

Parmi les pays projetés en observations supplémentaires (+, figure 2) sur la base des estimations obtenues, l'Autriche (*OST*) enregistre les coûts spécifiques unitaires globalement les plus faibles, suivie par l'Italie (*ITA*), la Hongrie (*HUN*), l'Espagne (*ESP*) et l'Allemagne (*DEU*). Viennent ensuite le Danemark (*DAN*), la Pologne (*POL*) et le Royaume-Uni (*UKI*) à des niveaux relativement équivalents. La France (*FRA*) et la Belgique (*BEL*) se situent à des niveaux de coûts spécifiques unitaires légèrement plus élevés (F1>0) tandis que la Suède (*SVE*) est positionnée en situation intermédiaire. Les Pays-Bas (*NED*) sont projetés en F2>0 en raison d'estimation des quantiles conditionnels supérieurs plus élevées que celles obtenues pour les autres pays.

Figure 2 : blé, estimations quantiles des coûts spécifiques, pays et régions partiellement estimées.

Distribution des coûts spécif ques de production agricole du blé dans l'UE F121 : île de France



Lecture : projections supplémentaires des pays (+) et des régions partiellement estiméees (o), premier plan factoriel. Source : traitement de l'auteur, d'après RICA UE12, 2006.

La typologie régionale des coûts spécifiques

Le dendrogramme issu de la classification ascendante hiérarchique (figure 3) permet de distinguer une partition P2 en deux classes, regroupant d'une part la classe $C1=\{Rh\hat{o}ne-Alpes, ..., Basse-Normandie\}$ aux estimations quantiles globalement plus élevées, et d'autre part la classe $C2=\{Extremadura, ..., Schleswig-Holstein\}$ des régions aux estimations quantiles de coûts spécifiques globalement plus faibles.

À un niveau plus fin de la hiérarchie des partitions, on peut distinguer une partition P4, en quatre classes beaucoup plus homogènes, formée par les regroupements suivants dans l'ordre décroissant des coûts spécifiques :

- la classe C1 aux estimations quantiles les plus extrêmes (notée Δ, en figure 4) formée par les agrégats C1.1={Rhône-Alpes, Alsace} et C1.2={Franche-Comté, Basse-Normandie} pour les quantiles médian et inférieurs ;
- la classe *C2.2.1*={*Flandre*, *Auvergne*, *Bourgogne*, *Champagne-Ardenne*} aux estimations quantiles élevées (**x**) pour les quantiles médian et supérieurs (Q3 et D9);
- la classe C2.2.2={England-North, Slattbygdslan, Pomorze & Mazury, Centre, Nord-Pas de Calais, Bayern, Scotland, Bretagne, Pays de la Loire, Lorraine, Kozép-Dunàntùl, Nyugat-Dunàntùl, Schleswig-Holstein} dont les estimations des quantiles médian et supérieurs bien que moins élevées que celles des classes précédentes demeurent supérieures à la moyenne d'ensemble;
- la classe *C2.1*={*Extremadura*, ..., *Niedersachsen*} aux estimations quantiles globalement parmi les plus faibles. Cette classe est formée par la réunion de deux groupes,
 - d'une part, le groupe C2.1.1={Extremadura, Wiekopolska & Slask, Danemark, Emilia-Romagna, England-East, Picardie} aux estimations des quantiles supérieurs plutôt élevées,
 - d'autre part, le groupe C2.1.2={Mazowsze & Podlasie, Malopolska & Pogörze, Eszak-Alfoid, Umbria, England-West, Wallonie, Hessen, Nordrhein-Westfalen, Österreich, Sachsen-Anhalt, Niedersachsen} dont les estimations des quantiles inférieurs sont plutôt fortes.

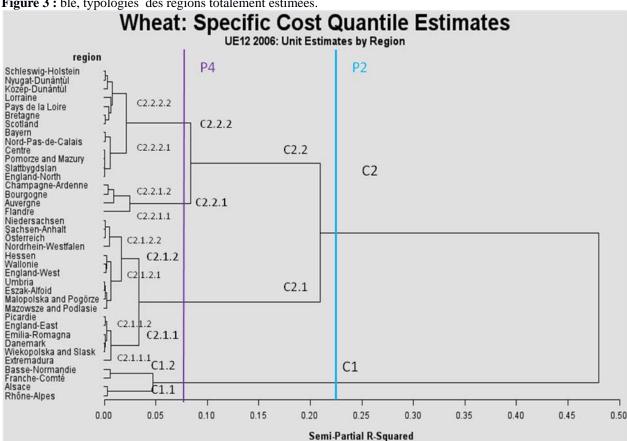


Figure 3 : blé, typologies des régions totalement estimées.

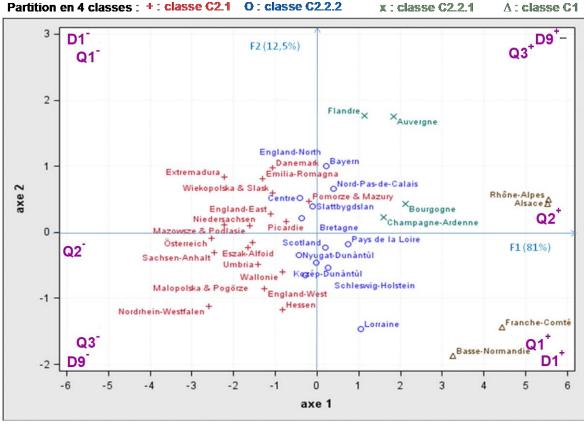
Lecture: P2, partition en deux classes, la classe C2 résulte de l'agrégation binaire de C2. 1, l'aîné de la classe C2, avec C2.2 benjamin de la classe C2. Source: traitement auteur, d'après RICA UE12, 2006.

À ce niveau de la hiérarchie, on remarquera que la première composante principale constitue le facteur de dispersion essentiellement interclasse lié au niveau global des estimations quantiles tandis que la seconde composante principale constitue le facteur de dispersion principalement intra-classe liés aux niveaux relatifs des quantiles conditionnels supérieurs (D9 et Q3) vis-à-vis des quantiles conditionnels inférieurs (Q1 et D1). Pour prendre en compte l'ensemble de l'information structurelle apportée par les quantiles conditionnels, il faut descendre plus bas dans la hiérarchie des partitions comme le montre la figure 5 projetant la partition en treize classes (P13) sur le plan principal de l'ACP distributionnelle.

La classe C1 est éclatée selon l'axe F2 en deux agrégats : C1.1={Rhône-Alpes, Alsace} présentant les estimations les plus élevées au niveau du quantile médian et C1.2={Franche-Comté, Basse-Normandie} ayant les estimations les plus fortes des quantiles inférieurs. De même au niveau des coûts faibles, les agrégats C2.1.1.2.1={Emilia-Romagna, Danemark, Wiekopolska & Slask} et C2.1.2.1.2={Hessen, Wallonie, England-West, situées au même niveau global de coûts spécifiques, peuvent-ils se différencier selon leurs profils de distribution relativement plus élevés pour les quantiles supérieurs de l'agrégat C2.1.1.2.1 et relativement plus élevés pour les quantiles inférieurs de l'agrégat C2.1.2.1.2 alors qu'ils appartiennent toutes les deux à une même classe (C2.1) de la partition P4. Enfin, à un niveau plus central de coûts, les agrégats C2.2.2.1.2={Bayern, Nord-Pas-de-Calais} et C2.2.2.1={Lorraine, Bretagne, Pays de la Loire, Scotland}, issus de l'éclatement de la classe C2.2.2 de la partition P4, se distinguent également selon les quantiles supérieurs (avec des estimations plus élevées pour C2.2.2.1.2), et selon les quantiles inférieurs (avec des estimations plus élevées pour *C*2.2.2.1).

Figure 4 : blé, partition P4 en quatre classes des régions totalement estimées.

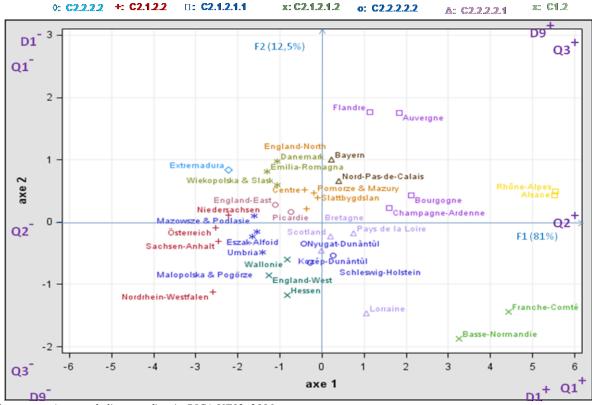
Distribution des coûts spécifiques de production agricole du blé dans l'UE Partition en 4 classes : +: classe C2.1 O: classe C2.2.2 x: classe C2.2.1 A: classe C



Source: traitement auteur, d'après RICA UE12, 2006.

Figure 5 : blé, projection de la partition en treize classes des régions totalement estimées.

Distribution des coûts spécif ques de production agricole du blé dans l'UE Partition en 13 classes o: C2.1.1.22 4: C2.1.1.1 A: C2.2.2.12 4: C2.2.1.1 0: C2.2.1 11: C1.1



Source: traitement de l'auteur, d'après RICA UE12, 2006.

Ainsi, dans l'allocation spécifique des charges aux produits, l'estimation en quantiles conditionnels nous permet de conserver l'information distributionnelle relative à l'hétérogénéité des coûts pour un niveau donné de dépenses spécifiques au blé, contrairement à l'estimation des moindres carrés ordinaires.

L'imputation des régions partiellement estimées

Une affectation au plus proche barycentre, selon une norme quadratique des écarts, permet de décider de l'appartenance des régions partiellement estimées aux treize classes de la partition P13 (figure 5), retenue comme référentiel typologique. L'affectation ainsi réalisée, équivalente à une discrimination linéaire à partir des estimations barycentriques de quantiles conditionnels, est projetée dans le premier plan factoriel (figure 6) de l'ACP des barycentres d'agrégats représentant 98% de l'inertie interclasses.

Excepté les estimations atypiques de l'Alsace (1 001 €) et de la Flandre (1 085 €) au dernier décile (D9), 80% des estimations régionalisées s'inscrivent dans un intervalle de variation allant de 261 € à 670 € pour 1 000 €de produit brut, et 50% des estimations se situent dans l'intervalle allant de 325 €à 513 € bornes plus proches d'estimations fournies par des méthodes d'observation directe⁶. Signalant des distributions très asymétriques, les écarts d'estimation les plus importants (>20% en valeur absolue) entre l'estimation conditionnelle de la médiane et celle de la moyenne sont par ordre croissant : Eszak-Alfoid (-42%), Sachsen-Anhalt (-35%), Wiekopolska & Slask (23%), Flandre (24%), Hessen (25%), Schleswig-Holstein (27%), Kozép-Dunàntùl (34%), Extremadura (37%), Nyugat-Dunàntùl (93%).

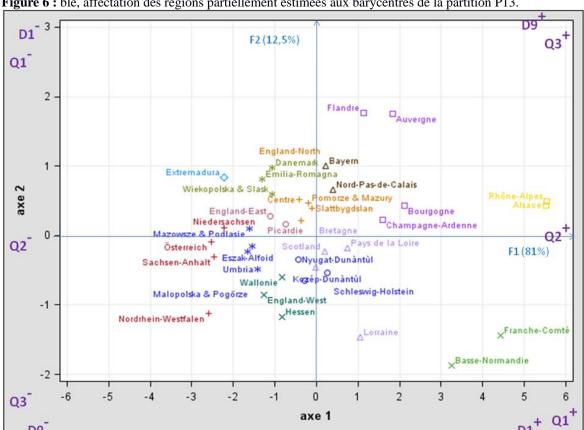


Figure 6 : blé, affectation des régions partiellement estimées aux barycentres de la partition P13.

Source: traitement de l'auteur, d'après RICA UE12, 2006.

Estimation des marges brutes dérivées des coûts spécifiques

Estimant la part de marge brute conditionnellement au produit brut (tableau 1), nous avons vérifié empiriquement la relation (11), dérivée de l'équivariance conditionnelle des estimateurs quantiles conditionnels par application la propriété (10.b). Ainsi, pour le Schleswig-Holstein (A010), le premier décile (D1) estimé la marge brute unitaire est le complément à 1 000 €du neuvième décile (D9) estimé des coûts spécifiques : $\widehat{\mu_{0.1}}(M \mid Y) = 458 = 1000 - \widehat{\mu_{(0.9)}}(X \mid Y) = 1000 - 542$. Cette complémentarité se vérifie quel que soit la région aux erreurs d'arrondi près. La relation de complémentarité similaire entre le quartile inférieur (Q1) et le quartile supérieur (Q3) est également vérifiée quel que soit la région : par exemple,

Notamment, celles fournies en France par les enquêtes de coûts de production réalisées par Arvarlis (ex Institut des techniques céréalières et fourragères).

pour le *Schleswig-Holstein* $\widehat{\mu_{0.25}}(M \mid Y) = 646 = 1000 - \widehat{\mu_{(0.75)}}(X \mid Y) = 1000 - 354$.

Interprétation technico-économique de la structure des coûts et marges

Ces analyses distributionnelles, croisant facteurs et classes, permettent de repérer tout d'abord les régions atypiques dans la valorisation des intrants spécifiques au blé que ce soit par valeurs supérieures (*Rhône-Alpes* ou *Alsace*) ou par valeurs inférieures (*Nordrhein-Westfalen* ou *Österreich*) pour des analyses ultérieures visant à révéler d'éventuels avantages comparatifs régionaux remarquables ou des éléments de compétitivité hors-prix ignorés voire des effets de mesures globales de soutien à l'agriculture conduisant au maintien de cette production dans des conditions économiques défavorables. Ces analyses proposent également le prototype d'une typologie de régions qui peut servir de grille de lecture structurelle pour analyser une compétitivité-prix basée sur la valorisation optimale des inputs spécifiques. Ces estimations régionalisées de coûts spécifiques et de marges brutes viennent compléter par une information méso-économique, l'information budgétaire sur la distribution régionale des soutiens à la production agricole dont nous disposons pour analyser les éventuels effets des réformes successives de la PAC en matière de cohésion inter-régionale (Trouvé et Berriet-Solliec, 2008), voire infra-régionale car nous disposons des paramètres essentiels de la distribution.

Tableau 1 : Estimations des marges brutes dérivées des coûts spécifiques pour 1000 €de produit brut.

	Blé	Coûts spécifiques (€) pour 1 000 € de produit brut						Marges brutes [e) pour 1 000 € de produit brut					
Code	Région RICA	D1 .	Q1	Q2	Q3	D9	MCO	D1	01	Q2	Q3 ·	D9	MCO
A010	Schleswig-Holstein	389	407	364	354	542	464	458	646	636	593	611	536
A030	Niedersachsen	214	229	295	351	327	305	673	649	705	771	786	695
A050	Nordrhein-Westfalen	325	245	222	224	233	204	767	776	778	755	675	796
A060	Hessen	383	410	343	356	333	428	667	644	657	590	617	572
A090	Bayern	283	354	418	561	669	487	331	439	582	646	717	513
A115	Sachsen-Anhalt	245	214	290	284	289	188	711	716	710	786	755	812
F131	Champagne-Ardenne	379	514	537	530	752	492	248	470	463	486	621	508
F132	Picardie	314	299	376	465	465	332	535	535	624	701	686	668
F134	Centre	303	317	376	490	568	367	432	510	624	683	697	633
F135	Basse-Normandie	699	646	617	525	687	507	313	475	383	354	301	493
F136	Bourgogne	475	442	543	657	779	491	221	343	457	558	525	509
F141	Nord-Pas-de-Calais	321	370	452	508	687	498	313	492	548	630	679	502
F151	Lorraine	524	508	488	398	531	452	469	602	512	492	476	548
F152	Alsace	589	721	817	886	1001	864	-1	114	183	279	411	136
F153	Franche-Comté	689	759	680	625	832	706	168	375	320	241	311	294
F162	Pays de la Loire	428	421	435	562	555	403	445	438	565	579	572	597
F163	Bretagne	368	400	456	421	483	396	517	579	544	600	632	604
F192	Rhône-Alpes	609	640	904	935	911	903	89	65	96	360	391	97
F193	Auvergne	336	384	528	792	804	434	196	208	472	616	664	566
1260	Emilia-Romagna	187	270	374	437	481	346	519	563	626	730	813	654
1282	Umbria	316	305	327	358	359	376	641	642	673	695	684	624
B341	Flandre	305	363	446	496	1085	552	-85	504	554	637	695	448
B343	Wallonie	397	306	342	407	407	404	593	593	658	694	603	596
D370	Danemark	213	261	363	462	552	426	448	538	637	739	787	574
U411	England-North	332	348	346	471	564	375	436	529	654	652	668	625
U412	England-East	264	302	339	421	475	323	525	579	661	698	736	677
U413	England-West	363	343	294	308	406	349	594	692	706	657	637	651
U431	Scotland	338	405	522	443	490	478	510	557	478	595	662	522
E570	Extremadura	182	206	218	373	498	299	502	627	782	794	818	701
O660	Österreich	201	240	266	261	344	200	656	739	734	760	799	800
S710	Slattbygdslan	341	331	388	522	567	323	433	478	612	669	659	677
H761	Kozép-Dunántůl	382	465	419	348	638	563	362	652	581	535	618	437
H762	Nyugat-Dunàntúl	361	357	393	388	509	759	491	612	607	643	639	241
H765	Eszak-Alfoid	302	238	339	371	341	197	659	629	661	762	698	803
P785	Pormoze & Mazury	300	353	395	505	562	418	438	495	605	647	700	582
P790	WiekoPolska &Slask	252	280	344	430	536	424	464	570	656	720	748	576
P795	Mazowsze & Podlasie	266	263	302	349	458	336	542	651	698	737	734	664
P800	Malopolska & Pogörze	254	290	372	331	383	347	617	669	628	710	746	653

Lecture: les quantiles conditionnels de marge brute (M) sont reliés aux quantiles conditionnels de coûts spécifiques (C) par une relation de complémentarité; pour le Schleswig-Holstein: $M(D1)+C(D9)=458+542=1\ 000$; $M(Q1)+C(Q3)=646+354=1\ 000$. **Source:** traitement de l'auteur (Desbois, 2015), d'après RICA UE12, 2006.

L'analyse effectuée pour les couples {OTE} x {CDE} montre que les coûts unitaires spécifiques les plus élevés sont l'apanage d'un groupe non spécialisé en grandes cultures constitué par les exploitations de petite taille productrices de blé en bovins lait (*O41S1*) ou poly-élevage granivore (*O72S1*). Cependant, cette observation demeure insuffisante pour conclure à une majoration des coûts spécifiques pour les orientations non spécialisées car simultanément les trois classes de dimension économique de l'orientation polyculture présentent des distributions de coûts spécifiques aux estimations globalement plus faibles. Les hypothèses les plus vraisemblables sont : pour les petites exploitations spécialisées en lait (*O41S1*), la localisation fréquente de ces exploitations en zone défavorisée, induisant des contraintes supplémentaires et donc des coûts plus

élevés, est à privilégier dans la perspective d'analyses plus détaillées ; pour les petites exploitations de polyélevage granivore, l'intra-consommation de céréales induirait une corrélation avec l'activité de l'atelier granivore conduisant à une surestimation des coûts spécifiques aux céréales.

Pour les exploitations spécialisées ou mixtes de grandes cultures (O13, O14 et O81), le changement de dimension économique des petites aux grandes exploitations s'accompagne d'une modification de la structure des coûts passant d'une asymétrie fondée sur des estimations conditionnelles élevées pour le dernier décile dans les petites exploitations à des estimations conditionnelles élevées pour le premier décile dans les grandes exploitations. Ainsi, pour les exploitations spécialisées ou mixtes de grandes cultures, la différenciation dans la structure de coûts coïncide avec la différenciation selon la dimension économique.

V Conclusion

Sur la base du RICA européen, nous avons testé sur une base régionalisée la faisabilité et la pertinence pour le blé de notre méthodologie d'estimation micro-économétrique des coûts spécifiques de production selon les quantiles conditionnels complétée par une procédure d'imputation pour les régions partiellement estimées. Grâce à ce type d'analyse, nous montrons que le contexte national des douze pays producteurs étudiés demeure un facteur d'hétérogénéité significatif pour les coûts spécifiques, tandis que l'influence de la dimension économique apparaît significative pour le blé. Les différences enregistrées entre les estimations régionalisées des quantiles conditionnels pour le blé montrent qu'il n'y a pas « un » coût spécifique national de production qui pourrait être estimé par une moyenne conditionnelle mais des classes régionales de distribution des coûts spécifiques de production qui peuvent être positionnées dans un schéma bidimensionnel stable selon un nombre déterminé d'estimations quantiles conditionnelles. Ces estimations de marges brutes dérivées de l'estimation des coûts spécifiques peuvent être utilisées pour des mesures spécifiques de soutien au revenu ou d'indemnisations pour d'éventuels sinistres, ou d'analyser l'impact des réformes de la PAC en termes de cohésion inter-régionale, voire infra-régionale.

Références bibliographiques

- Butault J.P. (1991). Coûts, prix et revenus selon les produits dans les agricultures européennes en 1984, 1985 et 1986 : résultats généraux du modèle. *Actes et Communications n°5*, INRA-INSEE, Paris, pp. 13-31.
- Butault J.P., Hassan C.R., Reignier E. (1988). Les coûts de production des principaux produits agricoles dans la CEE. Luxembourg, Office of Official Publications of the European Communities.
- Commission européenne (2013) Présentation de la réforme de la PAC 2014-2020, *Brief : Les perspectives de la politique agricole*, n°5, décembre, 11 p.
- Commission européenne (2017) The Future of Food and Farming, COM 713, 29 novembre, 26 p.
- Cameron A.C., Trivedi P.K. (2006). *Microeconometrics. Methods and Applications*. Cambridge University Press, New-York.
- Desbois D. (2015). Estimation des coûts de production agricoles : approches économétriques. Thèse de doctorat ABIES-AgroParisTech, dirigée par J.C. Bureau et Y. Surry, 249 p.
- Desbois D., Butault, J.-P., Surry, Y. (2013) Estimation des coûts de production en phytosanitaires pour les grandes cultures. Une approche par la régression quantile, *Economie Rurale*, n° 333. pp.27-49.
- Desbois D., Butault J.-P., Surry, Y. (2017). Distribution des coûts spécifiques de production dans l'agriculture de l'Union européenne : une approche reposant sur la méthode de régression quantile, *Economie rurale*, n° 361, pp. 3-22.
- D'Haultfoeuille X., Givord P. (2014) La régression quantile en pratique. *Economie et statistique*, n°471, pp. 85-111.
- Eurostat (2012). Agriculture, fishery and forestry statistics, Main results 2010-11, 221 p.
- He X., Hu F. (2002). Markov Chain Marginal Bootstrap. *Journal of the American Statistical Association*, vol. 97, pp. 783-795.
- Koenker R., Bassett G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica*, n°46, pp. 33-50.
- Koenker R., Bassett G. (1982). Robust tests for heteroscedasticity based on regression quantiles. *Econometrica*, vol. 50, n°1, pp. 43-61.
- Koenker, R., Machado, J. A. F. (1999). Goodness of Fit and Related Inference Processes for Quantile Regression. *Journal of the American Statistical Association*, vol. 94, n°448, pp. 1296-1310.
- Koenker R., Zhao Q. (1994). L-estimation for linear heteroscedastic models. *Journal of Nonparametric Statistics*, n° 3, pp. 223-235.
- Surry Y., Desbois D., Butault J.-P. (2013). Quantile Estimation of Specific Costs of Production. FACEPA, D8.2.
- Trouvé A., Berriet-Solliec M. (2008). 2nd pilier de la Politique Agricole Commune et régionalisation : vers plus de cohésion ? *Revue d'Économie Régionale & Urbaine*, 2008/1, pp. 87-108.