

Distribution des coûts spécifiques de production dans l'agriculture de l'Union Européenne: une approche reposant sur la régression quantile*

Dominique DESBOIS, UMR Economie Publique, INRA-AgroParisTech, France

Jean-Pierre BUTAULT, UMR Economie Publique, INRA-AgroParisTech, France

Yves SURRY, Swedish University of Agricultural Sciences, Uppsala, Suède

Résumé : Cette communication teste la méthodologie d'estimation micro-économétrique des coûts spécifiques de production selon les quantiles conditionnels sur la base du RICA européen à partir des produits bruts dégagés par quinze grands produits agricoles. Les résultats obtenus démontrent la pertinence de la régression quantile pour prendre en compte l'asymétrie et l'hétéroscédasticité, intrinsèque aux distributions de charges spécifiques, dans l'allocation économétrique aux produits pour trois grandes commodités majeures du marché européen : le blé, le lait de vache et le porc. Nous montrons que le contexte national des douze pays européens étudiés sur l'année fiscale 2006 (Allemagne, Autriche, Belgique, Danemark, Espagne, France, Hongrie, Italie, Pays-Bas, Pologne, Royaume-Uni et Suède) constitue un facteur d'hétérogénéité pour les coûts spécifiques.

Mots-clés : Coûts de production agricole, Régression quantile, Analyse micro-économique, RICA.

Index JEL: C21 Quantile Regressions, D2 - Production and Organizations, Q12 - Micro Analysis of Farm Firms; Farm Households; and Farm Input Markets.

* Cette recherche a bénéficié d'un financement du 7^e Programme Cadre de la Communauté européenne (FP7/2007-2013) sous l'agrément n° 212292 Cette communication n'engage que les auteurs qui sont seuls responsables des éventuelles erreurs ou omissions.

Analyzing the distribution of specific production costs in agriculture in the European Union: the quantile regression approach

Abstract: This contributing paper applies conditional quantile regression to specific production costs using the European Farm Accounting Data Network (FADN). In this process, specific production costs for each farm are assumed to depend upon from the values of outputs broken down into fifteen categories of agricultural products. The results obtained for three major agricultural commodities produced in the European Union (EU) – namely wheat, cow milk and pigs - clearly show the relevance of the quantile regression estimation procedure to handle the asymmetry and heteroscedasticity, which characterize the distribution of specific production costs in European agriculture. The conditional quantile regression was applied to specific production costs using 2006 FADN data for twelve EU member countries (Austria, Belgium, Denmark, France, Germany, Hungary, Italy, Netherlands, Poland, Spain, Sweden and United Kingdom). Econometric results show that significant differences among the twelve selected countries emerge for the estimated unit specific costs obtained for wheat, cow milk and pig.

Mots-clés : Production Cost, Agriculture, Quantile Regression, Microeconomics,

JEL Index: C21 Quantile Regressions, D2 - Production and Organizations, Q12 - Micro Analysis of Farm Firms; Farm Households; and Farm Input Markets.

1 Introduction

Les réformes successives de la Politique agricole commune (PAC), l'intégration des agricultures des États membres résultant de l'élargissement à 28 de l'Union européenne (UE), la stagnation des rendements agricoles et l'adaptation au changement climatique suscitent tant dans le contexte de marchés concurrentiels que de marchés soumis à régulation, des besoins récurrents d'estimation des coûts de production des principaux produits agricoles. Dans un contexte de prix aux évolutions rapides et parfois défavorables, l'analyse des coûts de production agricoles, qu'elle soit rétrospective ou prospective, est un outil d'analyse des marges et/ou de la rentabilité des agriculteurs. Elle permet d'évaluer la compétitivité-prix des agriculteurs, un des éléments majeurs du développement ou du maintien de filières agroalimentaires dans les régions européennes.

Confronté plus directement aux risques de prix depuis la réforme de certaines organisations communes de marché en raison du semi-découplage, puis du découplage total intervenu en 2006 des mesures de soutien à la production, les producteurs européens de commodités agricoles ayant peu d'opportunités de différenciation optent pour des stratégies de réduction des coûts, en cherchant soit à diminuer les charges de structure en jouant sur le volume de la production, soit à diminuer les charges spécifiques en optimisant la gestion des intrants ou en optant pour des itinéraires techniques à bas niveau d'intrants. Cependant, l'ajustement par les structures n'est pas toujours possible en raison des contraintes (quotas, droits à produire, disponibilité) qui peuvent restreindre l'accès aux trois principaux facteurs de production que sont la terre (p. ex., en zones de montagne), le capital d'exploitation ou le travail. Par contre, l'ajustement sur les intrants spécifiques offre plus de souplesse comme le montre l'adoption de pratiques raisonnées sur les phytosanitaires, de techniques de cultures sans labour visant à effectuer des économies sur le poste énergie, ou de pratiques de fertilisation soit mieux raisonnées soit différées pour certains amendements de fonds (potasse et phosphates). 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.

Pour préserver la possibilité de stratégies différenciées, nous devons être en mesure de fournir des informations, sur l'ensemble de la distribution des coûts spécifiques de production,

comme le suggèrent Angrist et Pischke (2009). Dans cette perspective, nous proposons une méthodologie adaptée au problème de l'estimation des coûts spécifiques de production relativement aux principaux produits agricoles de référence dans un contexte européen où les exploitations agricoles demeurent de façon majoritaire multi-productives, malgré une prépondérance d'exploitations spécialisées dans certains secteurs plus intégrés de la production agricole. Face au constat d'asymétrie et d'hétéroscédasticité de leur distribution empirique, il convient de générer pour chacun des principaux produits agricoles non seulement les estimations centrales 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, qui soient conditionnées par le processus de production des exploitations agricoles à produits multiples. Afin de démontrer la pertinence de cette approche, nous présenterons par la suite des estimations de quantiles pour les coûts spécifiques de trois commodités agricoles (blé, lait de vache et porc), compte-tenu de leur place dans la valeur agricole produite par l'UE¹, sur un ensemble d'États européens où ces productions sont significatives en 2006, année choisie pour ce travail.

La communication se structure comme suit. Les deux prochaines sections fournissent le cadre général et méthodologique utilisé pour représenter et expliquer l'allocation des charges spécifiques entre les différentes commodités agricoles : le modèle de régression quantile qui permet l'allocation des charges spécifiques entre les différentes activités agricoles est tout d'abord développé dans la seconde section, ainsi que les tests et méthodes statistiques pour estimer économétriquement ce modèle. La troisième section, consacrée à la mise en œuvre du modèle d'allocation des charges spécifiques, décrit la base empirique de données comptables utilisées pour estimer économétriquement ce modèle et les caractéristiques des distributions de charges spécifiques. Les résultats économétriques générés par les régressions quantiles sont présentés par produits selon les pays dans la quatrième section, puis discutés en cinquième

¹ En considérant l'UE-27, sur les 347 milliards d'euros de production agricole en 2010 [Commission européenne, 2012], le blé représente 21,5 milliards d'euros (soit 5,2%), le lait 47,9 milliards d'euros (13,8%) et le porc, 30,9 milliards d'euros (8,9%).

section. Une réflexion plus générale sur la méthode employée pour estimer la distribution des coûts spécifiques par commodités conclut cette communication.

2 Cadre conceptuel et aspects méthodologiques de l'allocation des charges spécifiques

Des enquêtes spécifiques aux grandes commodités agricoles sont conduites pour produire des données détaillées sur les coûts de production en Europe², comme celles fournies par les *Special Studies in Agricultural Economics*³ pour les céréales dès 1985 (Davidson, 1989), par Camaret *et al.* (1990) pour l'East-Anglia, le Schleswig-Holstein, et le Nord de la France, par l'Office National Interprofessionnel des Céréales (ONIC) pour le Bassin parisien (Drège, 1999), et, dès 1979, par l'INRA avec les sondes « grandes cultures » en Île de France, Centre et Midi-Pyrénées (Carles, Chitrit et Millet, 1992). Cependant, ces enquêtes technico-économiques sont coûteuses et la généralisation de leurs résultats est malaisée en raison des différences dans la méthodologie comptable et la définition spécifique des populations enquêtées, le plus souvent à partir d'exploitations spécialisées. Aussi, ce travail s'inscrit dans une problématique d'imputation du coût des facteurs à des productions multiples, initiée à l'échelle européenne par les travaux de l'INRA (Butault, Hassan et Reignier, 1988), permettant d'effectuer des estimations sur la base du Réseau d'information comptable (RICA), enquête comptable harmonisée du point de vue de la définition des exploitations professionnelles et des agrégats comptables, techniques et financiers.

Nous présentons tout d'abord le modèle empirique d'estimation des coûts spécifiques de production, dérivé d'une approche économétrique d'allocation des charges, initialement développée en France par Aufrant (1983) proposant d'utiliser les données micro-économiques pour construire une matrice d'input-output (Divay et Meunier, 1980). Puis, nous introduisons la méthodologie d'estimation selon les quantiles conditionnels proposée par Koenker et Basset (1978). Enfin, nous détaillons les procédures d'estimation et de test utilisées dans notre travail, principalement sur la base des développements méthodologiques exposés par Koenker (2005).

² Pour une revue de synthèse de ces méthodes, nous renvoyons à (Langrell, Ciaian et Gomez y Paloma, 2012).

³ Ces études ont été effectuées pour le compte du Ministère anglais des affaires agro-alimentaires, environnementales et rurales (DEFRA). Elles peuvent être consultées ou téléchargées sur le site internet suivant : [//https://statistics.defra.gov.uk/esg/reports/agrieco/default.asp](https://statistics.defra.gov.uk/esg/reports/agrieco/default.asp)

2.1 Le modèle d'allocation des charges spécifiques de production

Dans les systèmes de comptabilités agricoles de l'UE, 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 d'exploitation »⁴ de l'enquête RICA fournit individuellement par exploitation agricole à partir des enregistrements comptables le montant des produits bruts générés par les différentes spéculations et celui du total des charges spécifiques, somme des achats d'intrants enregistrés. De sorte qu'il devient possible d'estimer, par un modèle de régression des charges spécifiques sur les produits bruts, des coefficients d'affectation des dépenses aux principaux produits agricoles, appelés « coefficients spécifiques de production ». Ainsi, pour une exploitation agricole i donnée, le total des charges spécifiques (X_i) est lié aux différents p produits bruts Y_{ij} pour $j = 1, \dots, p$ par le modèle de régression suivant (Pollet, Butault et Chantry, 1998) :

$$x_i = \sum_{j=1}^p \alpha^j Y_{ij} + \varepsilon_i. \quad (1)$$

où les coefficients α^j s'interprètent comme le coût spécifique moyen nécessaire pour produire une unité monétaire de produit brut j , et ε_i est un terme stochastique résiduel de moyenne nulle et à variance constante.

⁴ Le questionnaire servant à établir cette « fiche d'exploitation » et la méthodologie de l'enquête RICA sont disponibles à l'adresse suivante:

<http://www.agreste.agriculture.gouv.fr/enquetes/reseau-d-information-comptable-610/reseau-d-information-comptable>.

À partir de la marge brute M_i de l'exploitation i , obtenue comme différentiel entre la somme des produits bruts $\sum_{j=1}^p Y_{ij}$ et le total des charges spécifiques X_i , nous déterminons les marges brutes spécifiques unitaires de la manière suivante :

$$\begin{aligned}
 M_i &= \sum_{j=1}^p Y_{ij} - X_i \\
 &= \sum_{j=1}^p Y_{ij} - \left(\sum_{j=1}^p \alpha^j Y_{ij} + \varepsilon_i \right) \\
 &= \sum_{j=1}^p (1 - \alpha^j) Y_{ij} - \varepsilon_i
 \end{aligned} \tag{2}$$

En prenant l'espérance mathématique de l'équation (2) sur la population des exploitations agricoles, nous déduisons⁵ l'expression de la marge brute « moyenne » associée à chaque spéculation j , soit :

$$E(M_{ij}) = (1 - \alpha^j) E(Y_{ij}) \tag{3}$$

Ainsi, le coefficient γ^j égal à $(1 - \alpha^j)$ constitue le taux de marge brut unitaire associé à la production en valeur du produit agricole j . Si l'expression (2) est estimée par les moindres carrés ordinaires (MCO), les valeurs obtenues pour les coefficients $\hat{\gamma}^j = 1 - \hat{\alpha}^j$ fournissent des estimations des taux unitaires de marge brute de l'ensemble des J produits pour $j = 1$ à p . Toutefois, cette étude s'effectuant dans une perspective de détermination des coûts de production agricole, nous calculons les taux de marge unitaire à partir des estimations économétriques effectuées à l'aide du modèle d'allocation des charges spécifiques représenté par l'expression (1).

⁵ En effet, en utilisant la linéarité de l'opérateur Espérance mathématique $E(\cdot)$, l'expression (2) peut être réécrite de la manière suivante étant donné que $E(\varepsilon_i) = 0$. :

$$\begin{aligned}
 E(M_i) &= E \left[\sum_{j=1}^p (1 - \alpha^j) Y_{ij} \right] - E(\varepsilon_i) \\
 &= \sum_{j=1}^p (1 - \alpha^j) E(Y_{ij})
 \end{aligned}$$

Les produits étant supposés positifs ou nuls, on déduit la marge brute « moyenne » par commodité, soit :

$$E(M_{ij}) = (1 - \alpha^j) E(Y_{ij})$$

2.2. Procédures d'estimation et de tests des quantiles conditionnels

La spécification standard du modèle des moindres carrés correspondant à l'expression (1) soulève deux problèmes à ne pas négliger dans l'établissement de référentiels sur les coûts de production, compte tenu des enjeux de compétitivité pour les différentes filières. *Primo*, dans un contexte d'utilisation mobilisant le RICA européen comme base empirique d'estimation des coûts spécifiques de production, les hypothèses stochastiques du modèle de Gauss-Markov peuvent ne pas être respectées : ainsi, l'asymétrie des distributions de charges spécifiques (concentration pour les valeurs plus faibles et dispersion des valeurs plus élevées que la moyenne, ou vice et versa) conduit au rejet de l'hypothèse de normalité des erreurs. *Secundo*, compte tenu du mode de sélection spécifique à chacun des RICA nationaux (p. ex., le RICA français est une enquête administrée selon la méthode des quotas), les données comptables ne sont pas toujours recueillies selon un plan de sondage aléatoire stratifié permettant de délivrer une estimation par intervalle basée sur un raisonnement inférentiel, même en se situant dans un cadre asymptotique.

L'estimation conditionnelle des quantiles a été développée par Koenker et Bassett (1978) sous la dénomination de « *quantile regression* » afin de prendre en compte l'hétérogénéité de l'ensemble des valeurs d'une variable endogène x dans le contexte d'un modèle linéaire. Lorsqu'on s'intéresse aux exploitations agricoles, cette méthode économétrique permet d'obtenir une distribution estimée des coûts spécifiques pour les principaux produits agricoles et ainsi compléter les estimations obtenues par *MCO*, qui ne fournissent qu'une valeur moyenne (en termes d'espérance conditionnelle) de ces mêmes coûts. Au lieu d'une estimation par intervalle bâtie sur une hypothèse de normalité, le processus quantile fournit une distribution empirique des estimations sans avoir à formuler d'hypothèses sur la nature de cette distribution ni à suivre un plan de sondage aléatoire stratifié.

À l'instar de Cameron et Trivedi (2005, pp. 85-86), supposons que le processus générateur de données soit un modèle linéaire à hétéroscédasticité multiplicative reliant la variable aléatoire x des charges spécifiques conditionnellement au vecteur des produits agricoles Y :

$$x = Y'\beta + u \tag{4}$$

avec $u = Y'\alpha + \varepsilon$ et $Y'\alpha > 0$;

et où $\varepsilon \sim i.i.d. [0, \sigma^2]$ est un vecteur d'aléas identiquement et indépendamment distribués de moyenne nulle et de variance constante σ^2 .

Sous cette hypothèse, le q^e quantile conditionnel du coût de production x - conditionné par \mathbf{Y} et les paramètres $\boldsymbol{\alpha}$ et $\boldsymbol{\beta}$ - se déduit analytiquement comme suit :

$$\mu_q(x/\mathbf{Y}, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\alpha}) = \mathbf{Y}'[\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\alpha} \times \mu_q(\boldsymbol{\varepsilon})] \quad (5)$$

où $\mu_q(\boldsymbol{\varepsilon}) = F_{\boldsymbol{\varepsilon}}^{-1}(q)$ et $F_{\boldsymbol{\varepsilon}}$ est la fonction de répartition de la loi de l'aléas $\boldsymbol{\varepsilon}$

Ainsi, pour un processus générateur de données suivant un modèle linéaire à hétéroscédasticité multiplicative (i.e. $u = \mathbf{Y}'\boldsymbol{\alpha} + \boldsymbol{\varepsilon}$), le q^e quantile conditionnel du coût de production x conditionné par les facteurs exogènes \mathbf{Y} est linéaire en \mathbf{Y} . De plus, l'estimation des paramètres associés à la q^e régression quantile converge vers $\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\alpha} \times F_{\boldsymbol{\varepsilon}}^{-1}(q)$ et se comporte en conséquence de manière monotone vis-à-vis de l'évolution du quantile q , dépendant ainsi de la fonction quantile des aléas $F_{\boldsymbol{\varepsilon}}^{-1}(q)$.

Puisque la distribution empirique de la variable endogène x des charges spécifiques présente une hétérogénéité assimilable à une hétéroscédasticité multiplicative, nous utilisons le modèle (5) pour estimer grâce à la q^e régression quantile les paramètres de coûts spécifiques unitaires par produits associés à chacune des facteurs exogènes de la matrice \mathbf{Y} , en relation avec le q^e quantile de charges spécifiques. En outre, afin de gagner en pertinence par rapport à la distribution de la variable endogène, le modèle (5) peut être décliné suivant la nature de l'hétérogénéité résiduelle selon des spécifications correspondant à la typologie de modèles présentée dans Givord et D'Haultfoeuille (2013) :

- i) $x = \mathbf{Y}'\boldsymbol{\beta} + u$, avec $u = K\boldsymbol{\varepsilon}$, aux résidus homoscedastiques, désigné comme le modèle linéaire de quantile conditionnel à pente homogène (ou « modèle à translation simple »);
- ii) $\mu_q(\mathbf{Y}, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\alpha}) = \mathbf{Y}'[\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\alpha} \times F_{\boldsymbol{\varepsilon}}^{-1}(q)]$, avec $\mathbf{Y}'\boldsymbol{\alpha} > 0$, aux résidus hétéroscédastiques, désigné comme le modèle linéaire de quantile conditionnel à pente hétérogène (ou « modèle à translation-échelle »);
- iii) $\mathbf{X} = \mathbf{Y}'\boldsymbol{\gamma}_U$, avec U une variable aléatoire indépendante de \mathbf{Y} suivant une distribution uniforme sur l'intervalle $[0,1]$ telle que la fonction $U \rightarrow \mathbf{Y}'\boldsymbol{\gamma}_U$ soit strictement croissante quel que soit \mathbf{Y} , désigné comme le modèle de quantile conditionnel à effet aléatoire (ou « modèle à coefficients aléatoires »).

Les quantiles conditionnels pondérés ont été proposés comme L-estimations⁶ pour des modèles linéaires hétéroscédastiques par Koenker et Zhao (1994). La pondération ω des observations, définie par $\{\omega_i; i = 1, \dots, n\}$, conduit à un schéma de régression quantile résolvant le problème de minimisation suivant:

$$\hat{\beta}_\omega(q) = \arg \min_{\beta \in \mathbb{R}^p} \left\{ \sum_{i \in \{i / x_i \geq y_i' \beta\}} \omega_i q |x_i - y_i' \beta| + \sum_{i \in \{i / x_i \leq y_i' \beta\}} \omega_i (1 - q) |x_i - y_i' \beta| \right\} \quad (6)$$

La procédure d'estimation pondérée utilise l'implantation « prédicteur-correcteur » de l'algorithme primal-dual, proposée par Lustig, Marsden et Shanno (1992). Pour estimer la variance de l'estimateur $\widehat{\beta}_\omega$, compte-tenu de la taille de l'échantillon RICA, de sa sélection non-aléatoire⁷ prenant en compte l'hétérogénéité régionale, de dimension économique et d'orientation productive, nous optons pour la méthode du ré-échantillonnage, basée sur une technique du *bootstrap* marginal sur chaînes de Markov (*MCMB - Markov Chain Marginal Bootstrap*) car, sans hypothèse sur les distributions d'aléas, cette méthode donne des intervalles de confiance empiriques robustes en un temps de calcul raisonnable (He et Hu, 2002).

3 Mise en œuvre du modèle d'estimation des coûts spécifiques

3.1 Base empirique d'estimation des coûts spécifiques

Depuis son institution en 1965, le RICA européen est défini par des règlements communautaires spécifiant ses modalités de mise en œuvre dont la plus récente des révisions est le règlement CE n°1217/2009⁸. Orienté dès l'origine vers le suivi du revenu des agriculteurs dits « professionnels » et l'analyse du fonctionnement économique de leurs exploitations, il s'est progressivement imposé comme une base de données indispensable pour analyser la situation des exploitations agricole dans l'Union européenne au regard des évolutions successives de la PAC.

Comme le souligne Chantry (2003), le RICA européen est le fruit d'un processus d'adaptation et d'harmonisation de dispositifs nationaux préexistants au sein des États-membres.

⁶ Estimation robuste, telle que la médiane ou les moyennes tronquées, définie par une combinaison linéaire de statistiques ordinales.

⁷ Par exemple, l'échantillon français du RICA est sélectionné selon la méthode des quotas.

⁸ Publié au Journal Officiel de E L328 du 15/12 2009 pour une entrée en vigueur le 01/04/2010.

En ce qui concerne les agrégats comptables mobilisés dans notre travail (produits bruts et charges spécifiques), les définitions sont harmonisées tant au niveau des productions végétales qu'animales ; les éléments de différenciation pouvant influencer sur les estimations via la pondération se situent surtout dans la population de référence des exploitations agricoles définies comme professionnelles (seuils de dimension économique) et dans la méthodologie d'échantillonnage (sélection aléatoire versus sélection sur quota).

Constituant le modèle de base pour l'estimation des quantiles conditionnels des coûts spécifiques, l'équation (5) est estimée à l'aide d'observations d'exploitations agricoles tirées du RICA européen sur l'année 2006 pour l'ensemble de pays de l'UE figurant au tableau 1.

La variable endogène de la modélisation empirique (notée x , vecteur-colonne) recouvre les charges spécifiques⁹ tel qu'elles sont définies par le RICA européen comme la somme des postes suivants :

- charges spécifiques aux cultures, soit les postes de dépense portant sur les semences et plants, les engrais et amendements, les produits phytosanitaires, et les autres intrants spécifiques aux cultures ;
- charges spécifiques au bétail, soit les postes de dépense portant sur les aliments pour herbivores, ceux pour granivores, et les autres intrants spécifiques aux animaux ;
- charges spécifiques aux activités de foresterie.

Variables exogènes de la modélisation empirique, pour chacune des spéculations mises en œuvre par l'exploitation agricoles multi-produits, les produits bruts (matrice Y des vecteurs-colonnes) portent sur l'ensemble des productions tant végétales, qu'animales et produits animaux, voire forestières le cas échéant, avec une décomposition en quinze agrégats qui est présentée au tableau 1. Le produit brut associé à chaque spéculation se définit comme la production brute totale comprenant les intra-consommations, les ventes et les variations de stocks.

L'estimation quantile conditionnelle pondérée est réalisée pour l'année de référence 2006 au moyen du logiciel SAS, par la procédure QUANTREG associée à l'instruction WEIGHT, pour chacun des pays sélectionnés. Les résultats économétriques générés par les régressions quantiles des coûts spécifiques sont analysés pour seulement trois commodités agricoles de référence, à

⁹ Le total des charges spécifiques est enregistré par le RICA européen sous le libellé de variable *SE281*.

savoir le blé, le lait de vache et le porc. Les investigations économétriques sont menées sur la base du modèle de régression quantile des charges spécifiques estimé pour chaque pays membre de l'Union européenne en utilisant les échantillons nationaux d'exploitations agricoles issues du RICA européen. Présentation et discussion de l'ensemble des résultats économétriques s'effectuent sur la base des valeurs estimées des quantiles suivants : le premier et neuvième décile, la médiane, ainsi que le premier et troisième quartile. Ces estimations quantiles sont comparées aux coefficients estimés par la méthode des moindres carrés, pour l'expression (1) modélisant les charges spécifiques.

Comme indiqué dans la partie méthodologique par l'équation (3), la connaissance des coûts spécifiques unitaires permet de déduire la marge brute unitaire de chaque commodité par l'intermédiaire d'une transformation linéaire. À l'instar de l'espérance conditionnelle possédant la propriété d'équivariance par transformation linéaire, le q^e quantile conditionnel possède des propriétés d'équivariance spécifiques aux transformations monotones suivantes (Koenker et Bassett, 1978, pp. 39) :

$$\text{i) si } \lambda \in [0, \infty[\text{ alors } \mu_q(\lambda x | \mathbf{Y}) = \lambda \mu_q(x | \mathbf{Y}) \quad (7a)$$

$$\text{ii) si } \lambda \in]-\infty, 0] \text{ alors } \mu_q(\lambda x + C | \mathbf{Y}) = \lambda \mu_{(1-q)}(x | \mathbf{Y}) \quad (7b)$$

$$\text{iii) } \boldsymbol{\mu}_q(x + \mathbf{Y}\boldsymbol{\gamma} | \mathbf{Y}) = \boldsymbol{\mu}_{(q)}(x | \mathbf{Y}) + \boldsymbol{\gamma} \quad \text{pour } \boldsymbol{\gamma} \in \mathbb{R}^p \quad (7c)$$

$$\text{iv) } \boldsymbol{\mu}_q(x + \boldsymbol{\Gamma}\mathbf{Y} | \mathbf{Y}) = \boldsymbol{\Gamma}^{-1} \boldsymbol{\mu}_q(x | \mathbf{Y}) \text{ pour } [\boldsymbol{\Gamma}]_{p \times p} \in \mathbb{R}^{p \times p} \text{ inversible} \quad (7d)$$

En supposant $\alpha^j > 0, \forall j = 1, \dots, p$, ces propriétés permettent, par reparamétrisation de M_i en $Y_i - X_i$, de déduire les estimations de la marge unitaire brute par produit à partir de l'estimation du coût spécifique unitaire par produit :

$$\boldsymbol{\mu}_q(M_i | \mathbf{Y}) = \boldsymbol{\mu}_q(Y_i - X_i | \mathbf{Y}) = \boldsymbol{\mu}_q\left(Y_i - \sum_{j=1}^p \alpha^j Y_{ij} - \varepsilon_i | \mathbf{Y}\right) = \mathbf{1} - \boldsymbol{\mu}_{(1-q)}(X_i | \mathbf{Y})$$

Tableau 1 : liste des produits et pays de l'UE utilisés dans l'estimation quantiles des coûts spécifiques.

Produits	
Blé	Bovins
Autres céréales	Porcins
Cultures industrielles	Volailles
Protéagineux	Lait de vache
Oléagineux	Autres productions animales
Productions horticoles	Autres produits animaux
Fruits	Autres produits
Vins	
Autres production végétales et forestières	
Pays sélectionnés	
<i>Dénomination</i>	<i>Codification</i>
Allemagne	DEU
Autriche	OST
Belgique	BEL
Danemark	DAN
Espagne	ESP
France	FRA
Hongrie	HUN
Italie	ITA
Pays-Bas	NED
Pologne	POL
Royaume-Uni	UKI
Suède	SVE

3.2 Caractéristiques distributionnelles des charges spécifiques agricoles

Avant d'examiner les résultats de l'estimation des quantiles conditionnels, il est nécessaire d'étudier les distributions d'origine des charges spécifiques selon les pays : le tableau 2 présente les caractéristiques de tendance centrale et de dispersion des échantillons de charges spécifiques exprimés en euros (€) en 2006 pour douze pays membres de l'UE. La représentation graphique de la distribution empirique des charges spécifiques pour la France (cf. figure 1) met en évidence la forme asymétrique des charges spécifiques. Les coefficients d'asymétrie¹⁰ sont tous positifs et bien au-dessus de zéro pour tous les pays étudiés. La forme de la distribution des charges spécifiques est également caractérisée par les valeurs du coefficient d'aplatissement¹¹ et les autres indicateurs de dispersion tels que le coefficient de variation (CV)¹² et le coefficient quartile de dispersion (CQD)¹³. Pour de telles distributions asymétriques, il est notoire que la médiane est un meilleur estimateur de la tendance centrale que la moyenne arithmétique et que le CQD est plus robuste que le CV comme indicateur de dispersion.

Un examen des indicateurs statistiques fournis au tableau 2 révèle en termes de tendance centrale les groupes de pays suivants : la médiane varie de 2 840 € (Espagne) à 10 430 € (Autriche) pour un premier groupe comprenant également la Pologne et l'Italie ; puis, on distingue un groupe intermédiaire avec la France et la Suède entre 25 000 € et 29 000 €, respectivement ; enfin, le troisième groupe comprenant les autres pays avec des charges médianes

¹⁰ Le coefficient d'asymétrie fournit des informations sur la symétrie ou l'asymétrie d'une série statistique et sur son écart par rapport à une distribution normale, signalant des queues de distribution plus épaisses que la loi normale. Cette statistique est calculée comme suit : $\gamma_1 = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_n)^3 / [n \times s_n^3]$, où n est la taille de l'échantillon, \bar{x}_n est sa moyenne, et s_n son écart type [Saporta, 2011].

¹¹ Le coefficient d'aplatissement fournit des informations sur le caractère plus ou moins pointu ou aplati d'une série statistique pour une distribution unimodale, relativement à la loi normale dont le coefficient d'aplatissement est égal à 3. Cette statistique est calculée selon la formule : $\gamma_2 = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_n)^4 / [n \times s_n^4]$ où n est la taille de l'échantillon, \bar{x}_n est sa moyenne, et s_n son écart type [Saporta, 2011].

¹² Exprimé en pourcentage, le coefficient de variation rapporte la valeur de l'écart-type à celle de la moyenne.

¹³ Rapport de la dispersion interquartile au niveau médian, le coefficient quartile de dispersion,

$$CQD = (Q_3 - Q_1) / Q_2,$$

fournit une mesure non-paramétrique de la dispersion relative.

par exploitation variant de 34 620€ pour le Danemark à 56 100 € pour les Pays-Bas, et incluant également l'Allemagne, la Belgique et le Royaume-Uni.

Bien que ces distributions soient toutes asymétriques par valeur supérieures (plus grande dispersion des valeurs supérieures à la moyenne) avec un nombre important de valeurs extrêmes, elle diffèrent par leur degré d'asymétrie : plus asymétriques comme en Italie, Espagne, Pologne ou Hongrie, de coefficient d'asymétrie entre 5 et 6; ou moins asymétriques comme au Danemark, en Autriche, aux Pays-Bas, en Belgique ou en France (de coefficient entre 1,5 et 2,5), le Royaume-Uni présentant une asymétrie intermédiaire de coefficient 4. En outre, leur coefficient d'aplatissement varie : de 3 pour le Danemark (aplatissement proche de celui de la loi normale) à 8 voire 9 (queues de distribution plus épaisses que celles de la loi normale) pour les Pays-Bas ou respectivement la Belgique contre des maxima entre 50 et 60 pour l'Espagne, l'Italie ou la Pologne.

En termes de dispersion, le CV se situe entre 134% pour la Belgique, pays aux structures de production parmi les plus homogènes (avec l'Autriche, et la France et la Suède) et 1023% pour la Hongrie qui apparaît avec l'Italie comme le pays le plus hétérogène, selon cet indicateur. Cependant, pour des distributions très asymétriques et comportant des valeurs extrêmes, le coefficient de dispersion interquartile (CQD)¹⁴ est préférable au CV pour mesurer la dispersion relative : l'Autriche, la France et l'Allemagne (CQD entre 130 et 150%) présentent la dispersion relative la plus faible, tandis que le Danemark possède la dispersion relative des charges spécifiques la plus élevée (CQD de 420%). En ignorant les valeurs extrêmes issues des exploitations héritières des structures collectives de plus en plus marginales dans sa production, le CQD ramène ainsi la dispersion relative de la Hongrie au niveau de celle de l'Italie.

¹⁴ Rapport de la dispersion interquartile au niveau médian, le coefficient quartile de dispersion,

$$CQD = (Q_3 - Q_1)/Q_2,$$

fournit une mesure non-paramétrique de la dispersion relative.

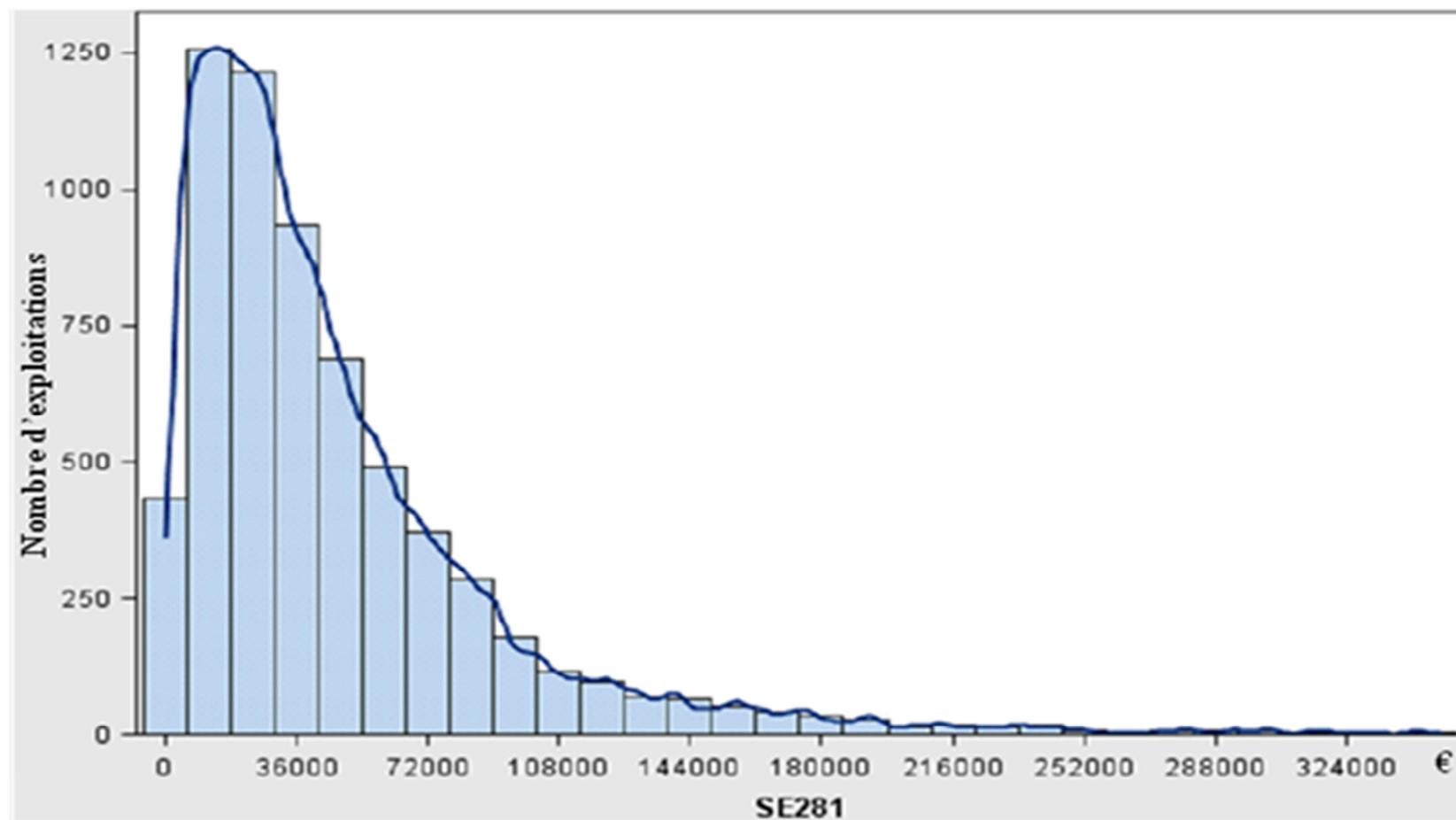
Tableau 2: distribution des charges spécifiques (euros) par exploitations selon les pays de l'UE-12

Pays	Taille de l'échantillon	Moyenne	CV (%)	Coefficient d'asymétrie	Coefficient d'aplatissement	D1	Q1	Q2	Q3	D9	CQD* (%)
Allemagne	6 750	63 420	261	6,6	67,1	11 080	19 590	38 170	75 730	137 550	147
Autriche	1 790	16 870	139	6,5	86,7	3 500	5 840	10 430	19 700	37 350	133
Belgique	1 040	74 150	134	4,5	37,1	11 270	21 980	43 660	90 370	166 150	157
Danemark	1 690	112 200	241	3,4	23,1	4 670	10 810	34 620	155 180	314 640	417
Espagne	7 740	9 520	585	12,4	310,7	680	1 280	2 840	8 020	20 100	237
France	6 510	39 310	160	5,9	63,1	5 620	12 290	24 910	47 500	83 000	141
Hongrie	1 690	14 850	102	7,5	85,7	1 070	1 880	4 350	10 240	25 460	192
Italie	13 200	12 180	939	14,4	314,5	700	1 320	2 670	7 200	20 860	220
Pays-Bas	1 340	124 330	218	3,4	17,1	9 870	25 350	56 100	138 300	294 040	201
Pologne	11 000	7 010	383	10,6	209,5	1 470	2 220	3 660	7 180	14 300	136
Royaume-Uni	2 590	82 620	210	7,9	97,8	14 300	23 090	44 220	93 150	177 050	158
Suède	850	53 970	187	8,5	111,6	7 300	15 840	28 850	67 030	122 760	177
Ensemble	56 180	22 250	570	9,0	135,9	1 010	2 010	5 050	18 070	51 490	318

Source : RICA-EU, 2006.

Notes : CV = Coefficient de variation, D1 = 1^{er} décile, D9 = 9^e décile, Q1 = 1^{er} quartile, Q2 = Médiane, Q3 = 3^e quartile, CQD = Coefficient interquartile de dispersion.

Figure 1 : charges spécifiques par exploitation agricole française, distribution empirique.



Source : estimations d'après EU-RICA, 2006.

Notes : SE281 désigne le montant des charges spécifiques en euros (abscisse) ;
la moyenne s'élève à 47 446 €, tandis que la médiane n'est que de 33 930 € ;
le coefficient d'asymétrie est égal 2,4 et le coefficient d'aplatissement à 7,8.

En résumé, les niveaux et les dispersions les plus faibles par exploitation se rencontrent dans des pays du Sud et de l'Est de l'Europe, avec des distributions plus asymétriques et aplaties tandis que les niveaux et les dispersions les plus fortes sont observés dans des pays situés au Nord et à l'Ouest de l'Europe, avec des distributions moins asymétriques et plus concentrées que les précédentes.

4 Estimation des coûts spécifiques pour les pays membres de l'UE par produit

Dans cette partie sont présentées les estimations quantiles et MCO des coûts spécifiques unitaires par commodités obtenus pour douze États-membres de l'UE (UE12) pour l'année 2006. Les estimations quantiles et MCO obtenues que ce soit pour le blé, le lait ou le porc sont significativement non nulles, à l'exception pour le blé du coefficient du premier décile (D1) et celui des MCO aux Pays-Bas. Par contre, pour d'autres commodités qui sont produites de manière moins systématique voire plus marginale comme les protéagineux, les fruits ou le vin dans certains pays, les estimations quantiles et MCO ne sont pas statistiquement significatives. Les résultats économétriques sont détaillés et discutés ci-après pour le blé, ensuite le lait de vache, et enfin le porc.

4.1 Le blé

En 2010, selon les estimations d'Eurostat, l'UE-27 représente 21% de la production mondiale de blé. Quatrième culture et troisième céréale au plan mondial en termes de volume de production, le blé (653 millions tonnes en 2010¹⁵) en tant que commodité agricole, a la particularité d'être la céréale la plus échangée au plan mondial (127 millions de tonnes en 2010). L'Union européenne avec 136,6 millions de tonnes en 2010¹⁶ demeure le premier producteur mondial, même si la composition des variétés cultivées (blé tendre, blé dur, blé d'hiver, blé de printemps, blé panifiable ou non) peut différer sensiblement d'un pays à l'autre : par exemple, la production de blé dur en Italie représente en quantité 60% de la production de blé contre 15,4% en Espagne et 6,6% en France (Lelamer et Rousselin, 2011). La superficie cultivée en blé s'élève en 2010 à 25,9 millions d'hectares. Les pays étudiés figurent parmi les principaux pays producteurs en termes de quantités collectées, par ordre décroissant : la France (27,9%), l'Allemagne (17,6%), le Royaume-Uni (10,9%), la Pologne

¹⁵ FAOSTAT, FAO (www.faostat.org.)

¹⁶ *Tables, Graphs and Maps Interface*, Eurostat, 2011 (<http://ec.europa.eu/eurostat/tgm>).

(6,9%), l'Italie (5,0%), l'Espagne (4,3%), le Danemark (3,7%), la Hongrie (2,7%), la Suède (1,6%), la Belgique (1,4%), l'Autriche, et les Pays-Bas (1,1%), soit 84,3% de la production européenne.. La hiérarchie des produits bruts reconstitués à partir de la moyenne et du poids de la population des RICA européens (tableau A1.1) apparaît conforme à la hiérarchie des statistiques nationales sur la production de blé, à part deux inversions de rang : entre le Danemark et l'Italie, puis entre la Belgique et la Suède.

La partie « Coûts spécifiques » du tableau 3 présente les principales estimations des quantiles conditionnels pour le blé, issues de la régression quantile et de la régression des moindres carrés ordinaires (MCO) pour les charges spécifiques de production agricole à partir d'une décomposition du produit brut en quinze agrégats. La partie « Marges brutes » du tableau 3 présente les estimations de marges brutes unitaires dérivées des estimations de coûts spécifiques. Les estimations de quantiles conditionnels des coûts spécifiques sont visualisées en figure 2, par ordre croissant pour chacun des pays.

Pour l'ensemble des douze pays, les estimations quantiles s'avèrent croissantes à l'exception de l'Autriche où les trois quartiles n'apparaissent pas comme significativement différents et de la Suède où le premier quartile de coûts spécifiques est inférieur au premier décile. Cette croissance apparaît relativement modérée sauf pour la Belgique, les Pays-Bas, la Suède et l'Espagne qui se distinguent principalement en raison de valeurs relativement plus élevées du neuvième décile par rapport aux autres quantiles. Ces différences permettent d'identifier des profils distributionnels distincts dont certains s'opposent comme celui des Pays-Bas, s'opposant à celui de l'Autriche.

À l'exception des Pays-Bas dont les quantiles conditionnels couvrent l'ensemble de l'intervalle de variation des estimations ponctuelles, soit entre 144 € et 771 € de coûts spécifiques pour 1 000 € de produit brut, on constate une différence de niveau entre d'une part la Belgique et la France dont les estimations quantiles sont supérieures à celle des autres pays (sauf pour le décile inférieur de l'Italie et les déciles supérieurs de l'Italie et de l'Espagne). L'Autriche se distingue par le faible niveau (inférieur à 310 €) de ses estimations quantiles supérieures (Q3 et D9). Les estimations du premier décile se répartissent en quatre groupes de niveau décroissant : {Suède, Belgique, France} supérieur à 345 €, {Royaume-Uni, Allemagne, Pologne} supérieur à 260 €, {Espagne, Danemark, Hongrie, Autriche} supérieur à 200 €, {Italie, Pays-Bas} aux environs de 150 €. Les estimations médianes (Q2) permettent de distinguer trois niveaux : {France, Belgique} supérieur à 400 €, {Pays-Bas, Autriche, Espagne} inférieur à 275 €, et les autres pays intermédiaires aux environs de 350 €.

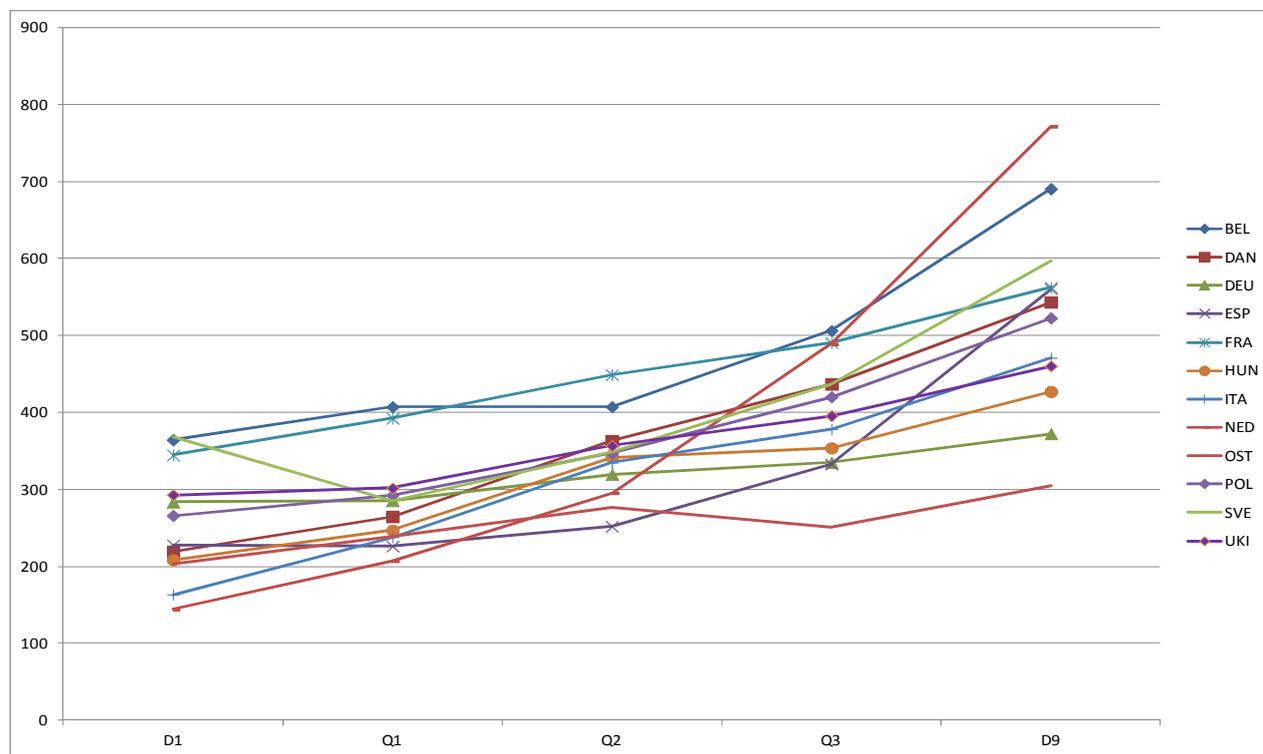
Tableau 3 : blé, estimations des coûts spécifiques et des marges brutes pour 1 000 € de produit brut, selon les pays de l'UE-12

Pays	D1	Q1	Q2	Q3	D9	MCO	CQD
	(%)						
	Coûts spécifiques (€)						
Allemagne	284	285	320	335	372	296	16
Autriche	204	239	277	250	305	245	4
Belgique	364	407	407	506	691	534	24
Danemark	220	265	363	437	543	435	47
Espagne	228	226	252	333	560	339	42
France	345	392	449	491	563	437	22
Hongrie	209	247	342	354	427	437	31
Italie	164	238	335	378	471	335	42
Pays-Bas	144	207	295	489	771	357	95
Pologne	266	293	347	420	523	383	37
Royaume-Uni	293	302	357	396	460	329	26
Suède	368	285	349	437	597	266	44
	Marges brutes (€)						
Allemagne	628	665	680	715	716	704	7
Autriche	696	750	723	761	796	755	2
Belgique	310	494	593	593	636	466	17
Danemark	457	563	637	735	780	565	27
Espagne	440	667	748	774	772	661	14
France	438	510	551	608	655	563	18
Hongrie	573	646	658	753	791	563	16
Italie	529	622	665	762	837	665	21
Pays-Bas	229	511	705	793	856	643	40
Pologne	477	580	653	707	734	617	20
Royaume-Uni	540	604	643	698	707	671	15
Suède	403	563	651	715	632	734	23

Source : estimations d'après EU-RICA, 2006.

Notes : **D1**= 1^{er} décile ; **D9**= 9^e décile ; **Q1**= 1^{er} quartile ; **Q2**= Médiane ; **Q3**= 3^e quartile ; **MCO**= Moindres carrés ordinaires ; **CQD** = Coefficient quartile de dispersion.

Figure 2 : blé, quantiles conditionnels des coûts spécifiques unitaires pour les douze États-membres de l'UE.



Source : estimations d'après EU-RICA, 2006.

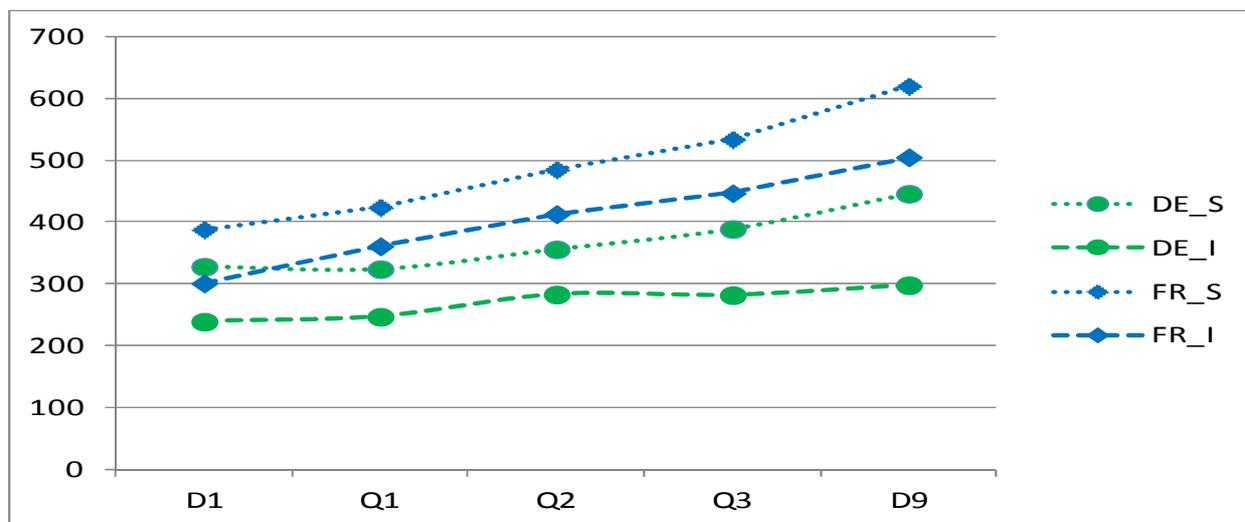
Notes : D1= 1^{er} décile, D9= 9^e décile, Q1= 1^{er} quartile, Q2= Médiane, Q3= 3^e quartile,

BEL = Belgique, DAN =Danemark, DEU = Allemagne, ESP = Espagne, FRA = France, HUN = Hongrie, ITA = Italie, NED = Pays Bas, OST = Autriche, POL = Pologne, SVE = Suède, UKI = Royaume Uni.

Ces différences de niveau et de forme peuvent être visualisées par un graphique (figure 3) projetant les bornes supérieures et inférieures de l'intervalle de confiance à 95% pour l'estimation des quantiles conditionnels en l'Allemagne et en France de l'échelle distributionnelle choisie¹⁷. Les coûts spécifiques des exploitations allemandes sont d'une échelle significativement inférieure à ceux des coûts spécifiques des exploitations françaises, sauf pour le 1^{er} décile où apparaît un léger chevauchement. Par ailleurs, l'hétérogénéité des exploitations allemandes apparaît supérieure à celle des exploitations françaises, en particulier pour les quantiles supérieurs (Q3 et D9).

¹⁷ L'échelle distributionnelle est donnée par la succession des intervalles d'estimation pour les différents quantiles conditionnels représentés.

Figure 3 : blé, comparaison des échelles distributionnelles de quantiles conditionnels des coûts spécifiques pour l'Allemagne et la France.



Source : estimations d'après EU-RICA, 2006.

Notes : DE_S = Borne supérieure de l'intervalle de confiance pour l'Allemagne,
 DE_I = Borne inférieure de l'intervalle de confiance pour l'Allemagne
 FR_S = Borne supérieure de l'intervalle de confiance pour la France,
 FR_I = Borne inférieure de l'intervalle de confiance pour la France,
 D1= 1^{er} décile, D9= 9^e décile, Q1= 1^{er} quartile, Q2= Médiane, Q3= 3^e quartile.

4.2 Le lait de vache

La part de l'UE27 dans la production mondiale de lait de vache s'élève à 23%, devant les USA (15%) et l'Inde (8%) d'après (Eurostat, 2012). La production laitière européenne s'élevait en 2008 à 135 milliards de litres pour un cheptel de 24 millions de vaches laitières, selon la base de données Agriculture d'Eurostat¹⁸. Les pays étudiés figurent parmi les principaux pays producteurs en termes de quantités collectées, soit par ordre décroissant : l'Allemagne (20,4%), la France (17,7%), le Royaume-Uni (9,9%), les Pays-Bas (8,4%), l'Italie (7,8%), la Pologne (6,6%), l'Espagne (4,3%), le Danemark (3,4%), la Suède (2,2%), la Belgique (2,1%), et l'Autriche (2,0%), et la Hongrie (1,1%), soit 86% de la production européenne. La hiérarchie des produits bruts observés au sein du RICA européen (tableau A1.2) apparaît conforme à la hiérarchie des statistiques nationales sur la production laitière¹⁹, même si l'on constate certaines inversions de classement, entre l'Italie, les Pays-Bas et le Royaume-Uni, puis l'Autriche et la Suède.

¹⁸. <http://ec.europa.eu/eurostat/web/agriculture/data/database>

La visualisation des estimations des coûts spécifiques s'effectue selon le graphique de la figure 4, présentant les estimations de quantiles conditionnels par ordre croissant selon chacun des pays. Ces estimations sont croissantes à l'exception des premiers déciles et quartiles de la Suède et de la Hongrie qui ne se distinguent pas de manière significative. Les profils relativement homogènes comme ceux des estimations quantiles du Danemark et de la Suède se distinguent clairement de profils plus hétérogènes comme ceux de l'Italie et de l'Espagne. Ainsi, ce graphe permet d'identifier *de visu* trois types d'échelle distributionnelles : le premier, aux échelles de coût les plus faibles et les moins dispersées (entre 200 € et 400 €), comprend l'Autriche, les Pays-Bas, la France, l'Allemagne et la Pologne; le second, aux échelles de coût et de dispersion intermédiaires (entre 350 € et 600 €), est composé de la Hongrie, du Royaume-Uni, le Danemark et la Suède; enfin, le troisième aux échelles distributionnelles de coût les plus dispersées (entre 260 € et 780 €), comporte l'Italie et l'Espagne.

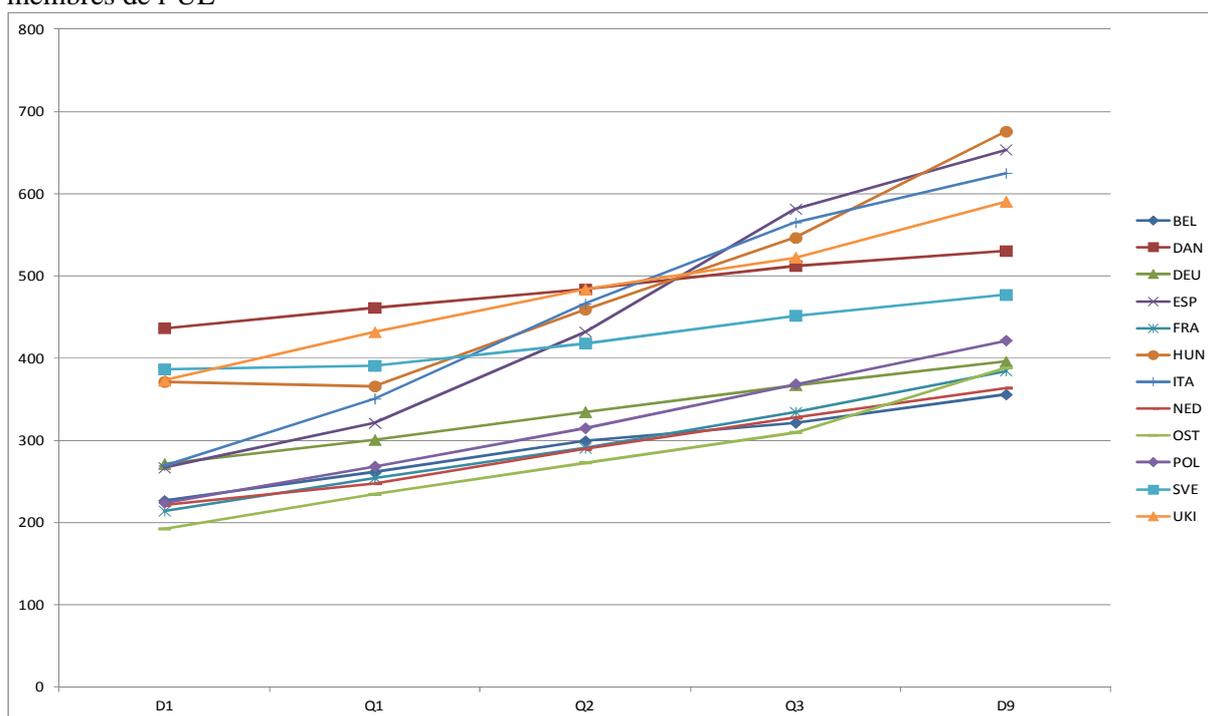
Tableau 4 : lait de vache, pour 1 000 € de produit brut, selon les pays de l'UE-12

Pays	D1	Q1	Q2	Q3	D9	MCO	CQD (%)*
Coûts spécifiques (€)							
Allemagne	271	301	334	367	396	363	20
Autriche	193	235	273	310	388	305	27
Belgique	227	261	299	321	356	303	20
Danemark	436	461	483	512	530	497	11
Espagne	267	321	432	581	653	442	60
France	214	254	291	334	384	306	27
Hongrie	371	366	459	546	676	606	39
Italie	269	350	466	565	625	442	46
Pays-Bas	221	247	289	327	364	288	28
Pologne	224	268	315	368	421	330	32
Royaume-Uni	373	432	484	522	590	329	19
Suède	386	391	418	452	477	425	15
Marges brutes (€)							
Allemagne	604	633	666	699	729	637	10
Autriche	612	690	727	765	807	695	10
Belgique	644	679	701	739	773	697	9
Danemark	470	488	517	539	564	503	10
Espagne	347	419	568	679	733	558	46
France	616	666	709	746	786	694	11
Hongrie	324	454	541	634	629	394	33
Italie	375	435	534	650	731	558	40
Pays-Bas	636	673	711	753	779	712	11
Pologne	579	632	685	732	776	670	15
Royaume-Uni	410	478	516	568	627	671	17
Suède	523	548	582	609	614	575	10

Source : estimations d'après EU-RICA, 2006.

Notes : D1= 1^{er} décile ; D9= 9^e décile, Q1= 1^{er} quartile ; Q2= Médiane ; Q3= 3^e quartile ; MCO= Moindres carrés ordinaires ; CQD = Coefficient quartile de dispersion.

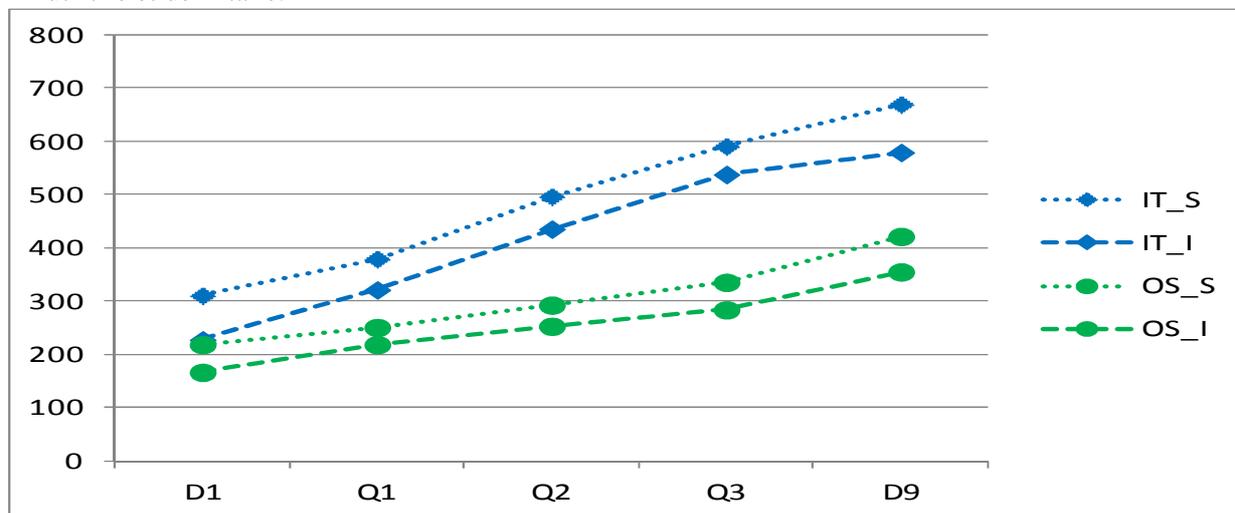
Figure 4 : lait de vache, quantiles conditionnels des coûts spécifiques unitaires pour les douze États-membres de l'UE



Source : estimations d'après EU-RICA, 2006.

Notes : BEL = Belgique, DAN = Danemark, DEU = Allemagne, ESP = Espagne, FRA = France, HUN = Hongrie, ITA = Italie, NED = Pays Bas, OST = Autriche, POL = Pologne, SVE = Suède, UKI = Royaume Uni.

Figure 5 : lait de vache, comparaison des échelles distributionnelles de quantiles conditionnels de l'Autriche et de l'Italie.



Source : estimations d'après EU-RICA, 2006.

Notes : IT_S = Borne supérieure de l'intervalle de confiance pour l'Allemagne,
 IT_I = Borne inférieure de l'intervalle de confiance pour l'Allemagne
 OS_S = Borne supérieure de l'intervalle de confiance pour la France,
 OS_I = Borne inférieure de l'intervalle de confiance pour la France,
 D1= 1^{er} décile, D9= 9^e décile, Q1= 1^{er} quartile, Q2= Médiane, Q3= 3^e quartile.

Isoler l’Autriche et l’Italie permet de comparer plus aisément leurs profils de coûts spécifiques unitaires. L’Italie présente des coûts spécifiques de production significativement plus élevés que ceux de l’Autriche pour l’ensemble des quantiles étudiés (cf. figure 5). En outre, les coûts spécifiques des producteurs italiens sont plus hétérogènes que ceux des producteurs autrichiens : d’une part, l’écart inter-décile est de 356 € pour l’Italie contre 196 € pour l’Autriche ; d’autre part, les intervalles d’estimation des quartiles italiens sont disjoints tandis que, pour l’Autriche, les intervalles d’estimation de la médiane et du quartile supérieur se chevauchent ainsi que ceux du premier décile et du quartile inférieur.

Des traitements complémentaires effectués au niveau des régions européennes permettent d’analyser la nature de l’hétérogénéité révélée par la distribution des quantiles conditionnels: les coûts spécifiques les plus élevés s’observent pour les exploitations moyennes de polyculture et les grandes exploitations mixtes en herbivores qui apparaissent comme non spécialisées en lait de vache ; à l’opposé, les coûts spécifiques les plus faibles sont enregistrés pour des exploitations mixtes de poly-élevage orienté herbivore, de grandes cultures-élevage et de poly-élevage orienté granivore.

4.3 Le porc

En 2010, selon les estimations d’Eurostat, l’UE-27 représente 24,4% de la production mondiale de viande de porc. L’Union européenne occupe juste une place derrière la Chine, le second producteur mondial avec 26 millions de tonnes en 2010, selon la base de données de la FAO²⁰. Le nombre de porcs abattus s’élève en 2010 à 302,6 millions de têtes, soit 23% du cheptel abattu. Les pays étudiés figurent parmi les principaux pays producteurs en termes de tonnes de carcasses produites, soit par ordre décroissant: l’Allemagne (21,6%), l’Espagne (13,3%), la France (8,3%), la Pologne (7,4%), le Danemark (6,6%), l’Italie (6,1%), les Pays-Bas (5,2%), la Belgique (4,3%), le Royaume-Uni (2,9%), l’Autriche (2,1%), la Hongrie (1,7%) et la Suède (1,0%), soit 80,5% de la production européenne.

L’examen des estimations de coûts spécifiques liés à la production de viande porcine (tableau 5 et figure 6) révèle que les estimations de quantiles conditionnels de coûts spécifiques sont strictement croissantes. Les pays présentent des profils très homogènes et assez voisins, sauf pour l’Autriche, l’Italie et l’Espagne. Ainsi, l’Italie présente les coûts spécifiques de production porcine les plus bas parmi les pays de l’UE : avec une estimation de

²⁰ Cf. <http://faostat.fao.org/>

216 € (obtenu par MCO), le coût spécifique « moyen » est deux à trois fois inférieur à ceux obtenus pour les autres pays de l'UE, en raison d'un premier quartile aux coûts très faibles (168 €). Inversement, en Espagne, les quantiles obtenus se situent dans la fourchette supérieure des estimations de coûts spécifiques générés par la production de porc.

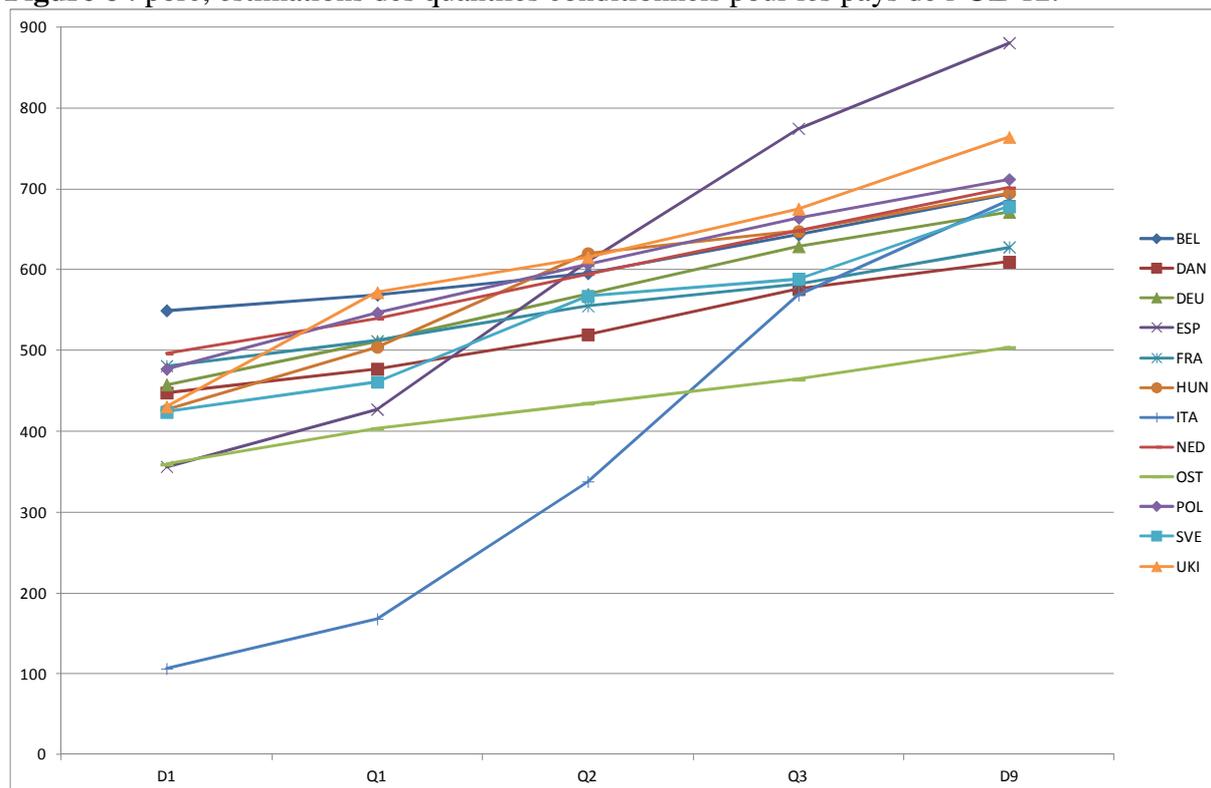
Tableau 5 : porc, estimations de coûts spécifiques et de marges brutes pour 1 000 € de produit brut, selon les pays de l'UE-12.

Pays	D1	Q1	Q2	Q3	D9	MCO	CQD(%)
Coûts spécifiques (€)							
Allemagne	458	511	570	629	672	545	21
Autriche	359	404	435	464	504	425	14
Belgique	550	569	596	643	694	607	12
Danemark	448	478	520	576	610	497	19
Espagne	357	427	611	775	881	584	57
France	481	512	555	583	628	538	13
Hongrie	427	505	620	648	695	609	23
Italie	107	168	338	569	686	216	119
Pays-Bas	497	540	595	648	702	584	18
Pologne	477	547	607	664	712	614	19
Royaume-Uni	431	572	616	675	764	573	17
Suède	424	461	567	589	678	517	23
Marges brutes (€)							
Allemagne	328	371	430	489	542	455	27
Autriche	496	536	565	596	641	575	11
Belgique	306	357	404	431	450	393	18
Danemark	390	424	480	522	552	503	20
Espagne	119	225	389	573	643	416	89
France	372	417	445	488	519	462	16
Hongrie	305	352	380	495	573	391	38
Italie	314	431	662	832	893	784	61
Pays-Bas	298	352	405	460	503	416	27
Pologne	288	336	393	453	523	386	30
Royaume-Uni	236	325	384	428	569	427	27
Suède	322	411	433	539	576	483	30

Source : estimations d'après EU-RICA, 2006.

Notes : D1= 1^{er} décile ; D9= 9^e décile, Q1= 1^{er} quartile ; Q2= Médiane ; Q3= 3^e quartile ; MCO= Moindres carrés ordinaires ; CQD = Coefficient de dispersion interquartile.

Figure 6 : porc, estimations des quantiles conditionnels pour les pays de l'UE-12.



Source : estimations d'après EU-RICA, 2006.

Notes : D1= 1^{er} décile, D9= 9^e décile, Q1= 1^{er} quartile, Q2= Médiane, Q3= 3^e quartile, BEL = Belgique, DAN =Danemark, DEU = Allemagne, ESP = Espagne, FRA = France, HUN = Hongrie, ITA = Italie, NED = Pays Bas, OST = Autriche, POL = Pologne, SVE = Suède, UKI = Royaume Uni.

Un examen du graphique projetant la distribution des coûts spécifiques en figure 6 permet d'affiner l'analyse. Ainsi, peut-on identifier quatre types d'échelles distributionnelles :

- i) *premier type* : l'Italie et l'Espagne présentant une forme similaire (croissance inter-quantile élevée avec un écart inter-décile $D1 - D9$ supérieur à 400 €) malgré des localisations distinctes (le minimum des différentiels entre quantiles respectifs est supérieur à 200 €) ;
- ii) *second type* : l'Autriche s'oppose au profil distributionnel précédent avec un écart inter-décile $D1-D9$ de 100 €²¹ ;

²¹ Le niveau et la dispersion modérés des coûts de production du porc autrichien relativement pourrait résulter d'un artefact relevant d'une composition particulière de l'échantillon autrichien des producteurs de porc. En effet, d'après le réseau InterPIG (<http://www.schweine.net/news-gb/2006-interpig-results-of-pork-production-costs-ana.html>), leurs coûts totaux figurent parmi les plus élevés en Europe.

iii) *troisième type* : le Royaume-Uni présentant une échelle distributionnelle à croissance inter-quantile importante (écart inter-décile $D1 - D9$ supérieur à 300 €) ;

iv) *quatrième type*, rassemblant un sous-ensemble de pays à croissance inter-quantile modérée (écart inter-décile $D1 - D9$ compris entre 200 € et 300 €).

Les niveaux d'estimation des médianes conditionnelles (Q2) constituent également un second critère de distinction entre ces différentes échelles distributionnelles avec deux sous-ensembles : d'une part, l'Italie et l'Autriche aux estimations médianes inférieures à 450 € ; d'autre part, l'ensemble des autres pays dont les estimations médianes conditionnelles se situent entre 500 € et 600 €.

Les traits observés pour la distribution des coûts spécifiques se transposent sur les valeurs estimées des marges brutes unitaires. Ces dernières présentées dans la partie inférieure du tableau 6 sont pour la plupart d'entre elles incluses dans un intervalle allant de 40 à 60% de la valeur unitaire du porc produit, avec des exceptions notables comme pour l'Italie présentant des marges brutes unitaires dépassant 800 €. En termes d'écart interquartile (mesuré en valeur absolue), on retrouve les mêmes résultats que ceux obtenus pour les coûts spécifiques.

5 Éléments de discussion

On ne peut exclure que les valeurs élevées de certaines estimations puissent dans certains cas provenir d'artefacts liés à la méthodologie d'estimation pour des pays où les ateliers de culture ou d'élevage peuvent être d'importance assez marginale par rapport aux autres ateliers présents sur l'exploitation. Une telle situation semblerait se produire dans les cas suivants : i) pour le blé, aux Pays-Bas où il ne constitue par une production majeure ; ii) pour le lait, la dispersion des estimations quantiles de coûts spécifiques en Hongrie, Espagne ou Italie, recouvre vraisemblablement celles de structures de production très différentes tant dans leur dimension économique que par la technologie de production utilisée ; iii) pour le porc, autre production animale dont la taille et la gestion de l'atelier peuvent varier très sensiblement selon qu'il s'agit de porcs légers ou lourds (Bozec *et al.*, 2007) voire destinés à une transformation labellisée comme en Italie (*Prosciutto di Parma*) ou en Espagne (*jamón ibérico*).

La taille de l'atelier de production étudié relativement aux autres ateliers, selon la spécialisation productive plus ou moins affirmée des exploitations, peut conduire à des

artefacts induits par des corrélations productives au niveau des orientations technico-économiques mixtes dans la mesure où le poids des coûts spécifiques liées aux autres ateliers pourrait conduire, en fonction de la hiérarchie des coûts spécifiques, soit à un biais de sous-estimation (pour des produits d'élevage laitier ou porcins minoritaires par rapport aux produits de grandes cultures au détour de production moins important) soit à un biais de surestimation (pour des produits de grandes cultures minoritaires par rapport aux production d'élevage ou de cultures permanentes au détour de production plus important).

Cependant, l'existence de coûts spécifiques très élevés peut également signaler le maintien de producteurs techniquement moins efficaces dans des zones moins favorables en raison de l'existence de mesures globales de soutien au revenu (Barkaoui, Daniel et Butault, 2009), voire de mesures agro-environnementales spécifiques à certains contextes productifs, en particulier celles visant au maintien de la production agricole sur certains territoires. *A contrario*, les estimations plus faibles peuvent signaler soit la présence d'élevages intensifs plus performants techniquement comme pour les producteurs de lait ou de porc en Bretagne, soit la présence de systèmes productifs basés sur des itinéraires techniques moins exigeants en intrants.

Le contexte environnemental de la production joue également un rôle comme l'ont montré pour le lait de vache les analyses comparant les coûts estimés d'alimentation du bétail systématiquement supérieures des exploitations laitières en zone défavorisée à ceux des exploitations localisées en zone non défavorisées sur la période 1996-2006 (Legris et Desbois, 2009). Des analyses complémentaires (Desbois et Legris, 2009), basées sur la typologie de l'Institut de l'Élevage (Institut de l'Élevage, 2002) ont montré que les coûts d'alimentation des systèmes fourragers de piémont-montagne sont significativement plus élevés que ceux des systèmes maïs-ensilage ou herbagers de plaine. Outre les contraintes liées aux environnements de montagne ou de piémont, la production dans les régions de haute valorisation (le plus souvent basée sur la transformation fromagère AOP mais également parfois sur des innovations en produits frais) peut supporter des coûts spécifiques bien supérieurs aux coûts de production de régions laitières aux conduites d'élevage laitier parmi les plus intensives²². Tout en se situant parfois dans la même classe de valorisation des intrants que les régions intensives, la production se maintient dans les régions de haute tradition fromagère malgré le renchérissement des compléments alimentaires à la ration

²² comme la Bretagne, le Danemark ou les Pays-Bas.

fourragère, en raison du différentiel de rémunération du lait à la production induit par la rente territoriale conférée par l'AOP et préservée par le contingentement de production ou bien par la rente stratégique conquise par l'innovation de produits voire de procédés.

6 Conclusion

Sur la base du RICA européen, nous avons testé la faisabilité de la méthodologie d'estimation micro-économétrique des coûts spécifiques de production selon les quantiles conditionnels. Cette procédure d'estimation se révèle pertinente pour prendre en compte l'asymétrie et l'hétérogénéité intrinsèque des distributions de charges spécifiques dans le contexte de leur répartition entre les différentes activités de production d'une exploitation agricole. Le modèle sous-jacent qui prend en compte quinze activités est estimé par régression quantile à un ensemble de douze pays de l'UE en utilisant des données pour l'année 2006. Les résultats économétriques obtenus sont présentés et discutés pour trois grandes commodités du marché européen, à savoir le blé, le lait de vache et le porc.

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. Les différences significatives enregistrées entre les estimations des quantiles conditionnels pour ces trois commodités montrent qu'il n'y a pas « un » coût spécifique de production qui pourrait être estimé par une moyenne conditionnelle mais une distribution des coûts spécifiques de production qui peut-être représentée de façon plus ou moins précise selon un nombre déterminé d'estimations quantiles conditionnelles.

En outre, des perspectives d'amélioration de la procédure d'estimation quantile utilisée dans ce travail sont envisageables. Une première voie serait de reconsidérer les estimations quantiles en abandonnant le cadre conditionnel ici utilisé pour procéder à une estimation des quantiles inconditionnels des coûts spécifiques. La seconde voie serait d'estimer les quantiles de coûts spécifiques en faisant appel à des méthodes d'estimation de régression quantile basées sur données de panel. Ainsi, il serait possible d'isoler composantes individuelles et temporelles dans l'analyse de l'hétérogénéité des exploitations agricoles des pays membres de l'UE.

Références bibliographiques

- Angrist J., Pischke J. (2009) *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University Press, 392 pages.
- Aufrant M. (1983) *Les coûts de production des grands produits agricoles : évolution de 1970 à 1978*, Institut national de la statistique et des études économiques, Archives et Documents n°64, 246 pages, janvier.
- Barkaoui A, Daniel K., Butault J.P. (2009). Impact territorial de la réforme de la Pac de 2003. Enjeux du découplage dans Aubert F., Piveteau V., Schnitt B. (Eds). *Politiques agricoles et territoires*. Paris : Editions Quae, Chapitre 5.
- Bozec A., Azard A., Vautier A., Aubry A., Frotin P. (2007) Filières porcs lourds et porcs légers : caractéristiques et débouchés, *TechniPorc*, 30(4): 21-28.
- 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.
- Camaret D., Le Stum H., Murphy M., Petersen A. (1990) Les coûts de production du blé tendre en East-Anglia, au Schleswig-Holstein et en France. In: *Économie rurale*. 195: 7-12.
- Cameron A.C., Trivedi P.K. (2005). *Microeconometrics. Methods and Applications*. Cambridge : Cambridge University Press.
- Carles R., Chitrit J.J., Millet G. (1992) La situation en grande culture : Résultats 1990 du dispositif des sondes Ile de France - Centre et Midi-Pyrénées, INRA-ESR, *Etudes Economiques*, 4, 82 pages.
- Chantry E. (2003) Le Réseau d'information comptable agricole (RICA). Un outil unique de connaissance des agricultures européennes. *Notes et Études documentaires*, 18: 9-17.
- Davidson J.G. (1989) UK Cereals 1985/86, *Special Studies in Agricultural Economics*, the University of Cambridge, Report n°6, 49 pages.
- Desbois D., Legris B. (2009) *Analyse rétrospective des coûts de production du lait pour les élevages français dans un contexte de marché en mutation*, Communication, 3èmes journées de recherches en sciences sociales, 9-11 décembre, INRA SFER CIRAD, Montpellier, France.
- Divay J.F., Meunier F. (1980) Deux méthodes de confection du tableau entrées-sorties. *Annales de l'Insee*, 37: 59-109.
- Drège P.O. (1999) Compétitivité de la production de céréales : l'exemple du blé dans deux régions de production tournées vers l'exportation sur le marché mondial. *C.R. Acad. Agric. Fr.*, , séance du 13 janvier, 85(1): 51-58.
- Eurostat (2012) *Agriculture, fishery and forestry statistics, Main results – 2010-11*, 221 pages.
- Givord P., D'Haultfoeuille X. (2013) *La régression quantile*, Document de travail « Méthodologie statistique », M 2013/01, Institut national de la Statistique et des Etudes économiques, Paris 39 pages.

- Institut de l'Élevage (2002) *L'élevage bovin, ovin et caprin - lait et viande au Recensement agricole 2000. Cheptels, exploitations, productions*, Institut de l'Élevage, Dossier Economie de l'Élevage, 318, 68 pages.
- Koenker R. (2005). *Quantile regression*. Cambridge, Cambridge University Press, 366 pages.
- Koenker R., Bassett G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica*, 46: 33-50.
- Koenker R., Zhao Q. (1994). L-estimation for linear heteroscedastic models. *Journal of Nonparametric Statistics*, 3: 223-235.
- Langrell S., Ciaian P., Gomez y Paloma S. (2012) *Introduction to production costs, in Sustainability and Production Costs in the Global Farming Sector: Comparative Analysis and Methodologies*, Institute for Prospective Technological Studies, Joint Research Centre, European Commission, EUR 25436 EN: 21-23.
- Lelamer O., Rousselin X. (2011) *Marché du blé dur. Monde, Europe, France*. FranceAgriMer, 44 pages.
- Legris B., Desbois D. (2009) *Les coûts de production du lait : les élevages laitiers entre régulation par les quotas et adaptation à un marché en mutation ?* Document de travail, n° E2009-11, Institut national de la Statistique et des Etudes économiques, Paris, 22 pages.
- 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: 435-449.
- Pollet P., Butault J.P., Chantry E. (1998) *Le modèle sur les coûts de production agricole*. Division agriculture de l'INSEE, document de travail n°E9802, 72 pages.
- Saporta G. (2011) *Probabilité, analyse des données et statistique*, 3^e éd., Editions Technip, Paris, 656 pages.

Annexe A1

Tableau A1.1 : blé, distribution du produit brut par exploitation, selon les pays de l'UE-12.

Pays	Population	D1	Q1	Q2	Q3	D9	Moyenne	CQD (%)*
Produits bruts (€)								
Allemagne	106 040	1 580	3 710	9 030	20 840	44 560	20 160	190
Autriche	29 410	240	720	2 290	6 440	11 610	4 480	250
Belgique	14 710	2 290	4 400	9 790	19 120	35 240	14 580	150
Danemark	18 780	3 170	5 980	13 250	32 850	71 980	28 510	203
Espagne	50 670	1 120	2 200	4 260	8 460	15 780	6 990	147
France	184 160	1 430	4 240	11 350	26 020	49 760	20 070	192
Hongrie	38 710	350	660	2 330	4 580	15 400	6 630	168
Italie	69 940	500	1 030	2 420	4 910	9 370	4 280	160
Pays-Bas	7 960	2 050	4 660	9 300	19 890	33 030	15 330	164
Pologne	406 220	150	330	790	1 880	4 350	2 070	196
Royaume-Uni	29 080	7 470	16 480	36 370	77 450	144 740	61 350	168
Suède	11 610	1 600	3 240	6 290	15 240	28 860	12 630	191
Ensemble	967 280	280	720	2 620	9 920	27 700	10 870	351

Source : estimations d'après EU-RICA, 2006.

Tableau A1.2 : lait de vache, distribution du produit brut par exploitation, selon les pays de l'UE-12.

Pays	Population	D1	Q1	Q2	Q3	D9	Moyenne	CQD (%)
Allemagne	71 180	21 860	35 970	60 740	114 300	178 830	92 380	129
Autriche	31 640	5 400	10 560	19 960	35 310	53 120	26 170	124
Belgique	10 520	22 750	34 980	57 640	95 720	136 700	70 180	105
Danemark	4 840	68 160	126 610	247 380	365 650	495 450	266 720	97
Espagne	49 930	150	1 940	7 630	43 600	87 620	32 790	546
France	80 760	31 190	47 180	70 490	102 500	140 510	80 130	78
Hongrie	8 100	1 170	2 030	3 640	6 820	36 160	25 440	132
Italie	55 480	2 210	6 830	18 050	61 920	178 610	68 530	305
Pays-Bas	18 530	57 880	93 080	146 600	226 500	278 250	163 270	91
Pologne	416 540	380	700	1 530	4 930	14 550	5 390	276
Royaume-Uni	29 080	51 250	88 310	158 340	278 760	424 330	212 240	120
Suède	6 640	21 270	48 170	86 520	137 810	230 680	108 930	109
Ensemble	771 230	510	1 200	7 180	46 770	113 320	40 480	635

Source : estimations d'après EU-RICA, 2006.

Tableau A1.3 : porc, distribution du produit brut par exploitation selon les pays de l'UE-12, 2006.

Pays	Population	D1	Q1	Q2	Q3	D9	Moyenne	CQD(%)
Allemagne	52 980	1 340	11 950	51 490	135 960	230 830	91 410	241
Autriche	29 040	60	130	510	33 030	81 340	24 700	6451
Belgique	5 140	19 240	85 260	184 580	319 310	512 670	228 800	127
Danemark	6 950	5 540	65 230	213 940	506 290	902 510	354 530	206
Espagne	27 700	630	5 290	14 270	58 750	217 630	79 460	375
France	13 370	1 620	41 840	123 880	271 550	450 630	194 910	185
Hongrie	19 330	760	1 320	2 480	6 840	16 750	16 010	223
Italie	17 310	400	650	1 530	6 900	132 600	95 450	408
Pays-Bas	6 530	45 460	101 340	251 190	460 620	751 500	359 500	143
Pologne	422 190	400	980	2 100	4 620	10 930	5 270	173
Royaume-Uni	2 980	2 740	23 330	133 290	310 710	658 170	228 970	216
Suède	3 100	3 210	13 390	54 660	173 640	319 640	124 790	293
Ensemble	606 610	370	1 090	2 820	10 770	77 320	35 620	343