

# Coûts spécifiques et marges brutes du blé en Europe : pratiques innovantes d'estimations pour l'analyse des changements d'échelles régionaux ou structurels\*

Dominique DESBOIS<sup>1</sup>

## Correspondance

[dominique.desbois@agroparistech.fr](mailto:dominique.desbois@agroparistech.fr)

## Résumé.

Cet article présente des pratiques innovantes d'estimation régionalisée et d'analyse structurelle des coûts spécifiques pour le blé, basées sur le Réseau d'information comptable agricole européen (RICA). Dans la conduite des politiques publiques, il est nécessaire de générer non seulement les estimations centrales de la distribution du paramètre d'intérêt mais également les quantiles inférieurs ou supérieurs pour sélectionner des seuils de régulation appropriés. Prenant en compte l'hétérogénéité individuelle et l'asymétrie des charges spécifiques des exploitations agricoles, l'article introduit les méthodologies d'estimation des coûts spécifiques en quantiles conditionnels, l'estimation duale des marges brutes et l'imputation pseudo-barycentrique des estimations partielles. L'analyse confirmatoire est conduite à partir d'analyses factorielles et de classifications non supervisées. La mise en éléments supplémentaires sur graphiques factoriels permet une analyse des changements d'échelle, du national au régional ou au structurel, par l'étude comparative des résultats statistiques. La projection cartographique au niveau régional des référentiels typologiques ainsi constitués permet d'en éprouver la pertinence économique. Cette procédure innovante est appliquée à l'analyse des coûts spécifiques et des marges brutes pour les régions des principaux pays producteurs de blé dans l'Union européenne sur la base du RICA en 2006.

## Mots-clés

Analyse microéconomique, RICA, coûts de production agricole, régression quantile, imputation pseudo-barycentrique, estimation duale, mise en éléments supplémentaires, graphiques factoriels, projections cartographiques.

<sup>1</sup> UMR Paris-Saclay Applied Economics, INRAE-AgroParisTech, 22 place de l'Agronomie, CS 20040, 91 123 Palaiseau Cedex, FRANCE.

\*Ce travail a été initié lors de la préparation d'une thèse (Desbois, 2015), co-dirigée par Y. Surry et J.C. Bureau, bénéficiant du support du projet *Farm Accountancy Cost Estimation and Policy Analysis of European* du Programme-cadre de la Communauté européenne (FP7/20072013, agrément n° 212292). Cette mention n'implique nullement l'approbation des personnes et organismes cités, l'auteur assumant l'entière responsabilité du texte.

# Specific costs and gross margins of wheat in Europe: innovative estimation practices for the analysis of regional or structural scale changes

Dominique DESBOIS<sup>1</sup>

## Correspondence

[dominique.desbois@agroparistech.fr](mailto:dominique.desbois@agroparistech.fr)

## Abstract.

This paper presents innovative practices for the regionalized estimation and structural analysis of specific costs for wheat, based on the European Farm Accountancy Data Network (FADN). When implementing public policies, it is necessary to generate not only the central estimates of the distribution of the parameter of interest but also its lower or upper quantiles to select appropriate regulatory thresholds. By considering the individual heterogeneity and asymmetry of farm specific costs, this paper introduces methodologies for estimating specific costs in conditional quantiles, dual estimations of gross margins and pseudo-barycentric imputations of partial estimates. The projection of additional elements on factorial graphs allows analyzing changes of scale, from national to regional or structural, by carrying out a comparative study of the results. In order to test its relevance, this innovative procedure is applied to the estimation and analysis of specific costs and gross margins for the regions of the main wheat producing countries in the European Union based on the FADN in 2006.

## Keywords

Microeconomic analysis, FADN, agricultural production costs, quantile regression, pseudo-barycentric imputation, dual estimation, projection into supplementary elements, factorial graphs.

---

<sup>1</sup> UMR Paris-Saclay Applied Economics, INRAE-AgroParisTech, 22 place de l'Agronomie, CS 20040, 91 123 Palaiseau Cedex, FRANCE

## Introduction

Parmi les défis d'ordre économiques de la réforme 2020 de la Politique Agricole Commune (PAC), figurent les coûts de production soumis à la hausse du prix des intrants. Cette contrainte est doublée par l'affaiblissement du pouvoir de négociation des agriculteurs sur les prix de leurs produits (Commission européenne, 2013). La libéralisation par étapes des marchés agricoles réglementés conduit à une exposition accrue des producteurs aux risques de volatilité des prix (Commission européenne, 2017).

Pour les différentes populations d'agriculteurs, la pression accrue sur les revenus implique une connaissance plus précise de leurs coûts de production. L'estimation des coûts spécifiques permet d'affiner les calculs de marges, déterminants du maintien durable des productions agricoles 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 l'estimation des marges des producteurs<sup>1</sup>.

Plus fréquemment exposés aux aléas de prix depuis la réforme de la PAC, intervenue en 1992, les producteurs européens de céréales ont peu d'opportunités de différenciation. Ils optent pour des stratégies de réduction des coûts, en cherchant à diminuer soit les charges de structure par agrandissement des surfaces productives, soit les charges spécifiques par optimisation des intrants, voire en adoptant des itinéraires techniques à bas niveau d'intrants. Cependant, l'abaissement des coûts fixes, n'est pas toujours possible en raison des contraintes structurelles pesant sur la production. Par contre, l'ajustement des 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 en matière de conduite technique de leur exploitation : compte-tenu des ressources et des facteurs de compétitivité dont ils disposent, leur estimation permet aux agriculteurs d'ajuster leurs mix-produits aux demandes des marchés agricoles.

Face à l'hétérogénéité des structures agricoles et des choix productifs en Europe, comment restituer le maximum d'informations utiles par l'estimation des coûts et des marges agricoles ? En effet, les estimateurs en moyenne généralement utilisés ont comme défaut leur sensibilité à l'asymétrie ou aux valeurs extrêmes des distributions d'intérêt. En outre, appliqués dans un contexte hétérogène, ils masquent les différences inter-structurelles.

Dans l'Union européenne, selon les objectifs de politique agricole, l'information économique est mobilisée aux différents échelons (nationaux, régionaux, structurels) par les instruments de régulation. L'analyse économique doit fournir les outils d'exploration des distributions empiriques nécessaires pour repérer les ruptures introduites par les changements d'échelle et ainsi motiver les adaptations territoriales ou structurelles des mesures de politique publique.

En réponse à ces préoccupations, nous avons proposé 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 ces inconvénients, 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 mobilisons 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).

Cependant, sa mise en œuvre nous confronte aux questions suivantes. Comme dans l'estimation conditionnelle des moyennes de marge brutes, pouvons-nous en déduire des estimations conditionnelles des quantiles de marge brute ? D'autre part, les changements d'échelle régionale ou structurelle ont-ils un effet sur les résultats selon les niveaux d'estimation ? Enfin, comment remplacer les valeurs manquantes issues du découpage spatial ou structurel en raison d'estimations partielles dues généralement à des échantillons insuffisants ?

En réponse à ces différentes questions, nous proposons une procédure globale articulant trois étapes. Tout d'abord, à partir des estimations quantiles de coûts spécifiques, nous en déduisons des estimations quantiles des marges brutes que nous dénommons « estimations duales ». Puis, nous proposons une méthode projetant les résultats des différents niveaux d'analyse spatiale ou structurelle en points supplémentaires sur les graphiques factoriels comme aide exploratoire lors de l'analyse comparative. Enfin, nous mettons en œuvre une procédure d'imputation pseudo-barycentrique pour remplacer les valeurs manquantes dans les estimations partielles.

Classiquement, la production agricole est étudiée selon trois dimensions qui sont le territoire, l'organisation technico-économique (OTE) et la dimension économique des exploitations agricoles. Les concepts et la méthodologie

<sup>1</sup> 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/

d'estimation que nous développons s'appliquent aux régions de l'Union européenne (UE), mais également à leurs regroupements spatiaux (e.g. les pays) ou structurels (e.g. les orientations technico-économiques, les classes de dimension économiques ou leurs croisements).

Compte-tenu de sa place dans la valeur agricole produite par l'UE2, nous appliquons au blé cette procédure globale d'estimation conditionnelle des quantiles pour ses coûts spécifiques de production et ses marges brutes ; et ce sur un ensemble de pays et de régions européennes où cette production est significative afin d'en démontrer la pertinence et l'opérationnalité. L'agenda des réformes de la PAC et l'accessibilité des données ont déterminé le choix de 2006 comme année charnière entre deux réformes

L'utilité de l'analyse factorielle et de la classification automatique pour l'analyse exploratoire n'est plus à démontrer. Cependant, l'analyse comparative des effets du changements d'échelle selon les niveaux d'estimation n'a jusqu'ici suscité que peu d'attention dans le domaine des coûts spécifiques et des marges brutes. Les changements d'échelle spatiale ou structurelle conduisent également à des valeurs manquantes dans l'estimation conditionnelle des quantiles de coûts spécifiques et des marges brutes. Dans ce contexte de changements d'échelle spatiale ou structurelle, nous proposons d'appliquer les principes de représentation barycentrique et d'analyse de la variabilité qui fondent ces techniques multidimensionnelles à la reconstruction de valeurs manquantes et à l'analyse comparative des effets induits par les changements d'échelle sur les paramètres des distributions de coûts et de marges.

## La procédure générale d'estimation, de test et d'analyse

Unifiant les notations, cette nouvelle procédure synthétise et étend la méthodologie générale d'estimation et de test présentée lors de nos travaux précédents (Desbois, Butault et Surry, 2013 ; Desbois, 2015 ; Desbois, Butault et Surry, 2017), en l'articulant avec l'estimation duale des marges brutes et l'analyse exploratoire des résultats.

Le modèle linéaire conditionnel d'allocation des charges spécifiques et des marges brutes

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 aux  $p$  produits bruts  $Y_i^j$  pour

$j = 1, \dots, p$  par le modèle de régression suivant (Butault et al., 1988 ; Butault, 1991):

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

où  $\epsilon_i$  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 d'une exploitation agricole multi-productive.

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

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

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

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

du fait de la linéarité de l'opérateur  $E[\cdot]$  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 :  $E[M_i^j] = (1 - \alpha_j) E[Y_i^j] = \gamma_j E[Y_i^j]$  (4)

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

## Le modèle quantile conditionnel d'estimation des coûts spécifiques et des marges brutes

L'estimation conditionnelle des quantiles, développée par (Koenker et Bassett, 1978) sous le vocable de *quantile regression* que nous traduisons par « régression quantile », prend en compte l'hétérogénéité de la valeur totale  $x_i^j$  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 que l'espérance conditionnelle de ces coûts ou des marges correspondantes. 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.

2 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).

La méthodologie d'estimation des quantiles conditionnels de coûts spécifiques ou des marges brutes reprend celle des coûts spécifiques présentée par (Desbois, Butault et Surry, 2017) pour l'étendre aux marges brutes. Par analogie avec la régression MCO, la régression quantile des coûts ou des marges peut être formulée comme suit (Cameron et Trivedi, 2006) :

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

(5) où  $\beta^{(q)} = (\beta_1^{(q)}, \dots, \beta_j^{(q)}, \dots, \beta_p^{(q)})$  est le vecteur des coefficients des p variables explicatives, et  $\epsilon^{(q)}$  un vecteur d'aléas distribués identiquement et indépendamment, d'espérance nulle et de variance constante  $\sigma^2$ . Sous cette hypothèse, le q<sup>e</sup> quantile conditionnel du coût de production ou de la marge x, conditionné par Y et par les paramètres  $\beta$  et  $\delta$ , s'en déduit avec la forme analytique suivante :  $\mu_q(x|Y, \beta, \delta) = Y'\beta + \delta \times F_\epsilon^{-1}(q)$  (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  $Y'\beta + \delta \times F_\epsilon^{-1}(q)$  et varie de façon monotone en fonction de l'ordre q du quantile. Si la variance  $\sigma^2$  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 :

$$x = Y'\beta^{(q)} + \epsilon^{(q)} \text{ avec } \mu_q(\epsilon^{(q)} | Y) = 0 \quad (7)$$

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 » ; (7.a)

ii)  $\mu_q(x|Y, \beta, \delta) = Y'\beta + \delta \times F_\epsilon^{-1}(q)$ , avec  $Y'\delta > 0$ , désigné comme le modèle linéaire de quantile conditionnel à pente hétérogène (résidus hétéroschédastiques) 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  $U \rightarrow Y'\gamma_U$  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  $\Omega_i$  des observations, définie par  $\{\omega_i; i = 1, \dots, n\}$ , est introduite dans la fonction de perte du problème de minimisation de la régression quantile comme suit :

$$\sum_{i: x_i \geq \beta y_i} [\omega_i q | x_i - \beta y_i] + \sum_{i: x_i < \beta y_i} [\omega_i (1 - q) | x_i - \beta y_i] \quad (8)$$

conduisant à l'estimation des paramètres du modèle (5) comme solution optimale du problème de minimisation de la fonction de perte (8) :

$$\hat{\beta}_{\omega}^{(q)} = \underset{\beta \in R^p}{\text{arg min}} \{ \sum_{i: x_i \geq y_i \beta} [\omega_i q | x_i - y_i \beta] + \sum_{i: x_i < y_i \beta} [\omega_i (1 - q) | x_i - y_i \beta] \} \quad (9)$$

Les estimations pondérées des quantiles conditionnelles sont fournies par la procédure QUANTREG du logiciel SAS, version 9.2 (2008).

## Les procédures de test

Pour estimer la variance de l'estimateur  $\hat{\beta}_{\omega}^{(q)}$  nous optons pour la technique du ré-échantillonnage, en bootstrap marginal sur chaînes de Markov (MCMB - Markov Chain Marginal Bootstrap). En effet, 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'hétéroschédasticité 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). Les procédures de test sont issues de la procédure QUANTREG du logiciel SAS, version 9.2 (2008).

## L'estimation duale, complète ou partielle

Le q<sup>e</sup> quantile conditionnel possède la propriété d'équivalence, spécifique aux transformations monotones, impliquant les deux règles conditionnelles suivantes :

$$\text{si } \lambda \in [0; \infty] \text{ alors } \mu_q(\lambda \cdot X + C | Y) = C + \lambda \cdot \mu_q(X | Y) \quad (10.a)$$

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

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

$$\mu_q(M | Y) = \mu_q(Y - X | Y) = 1 - \mu_{(1-q)}(X | Y) \quad (11).$$

L'estimation  $\mu_{\omega}^{mb} = \mu_q(M|Y)$  est désignée comme l'estimation duale  $\mu_{1-q}^{cs} = \mu_{(1-q)}(X|Y)$

Au terme de ce processus d'estimation, les distributions de paramètres sont complètement estimées si l'ensemble de leurs différentes estimations obtenues pour les p différents paramètres quantiles peuvent être considérées sur la base



de leur variabilité comme significativement non-nulles<sup>3</sup>. Dans le cas contraire, les distributions de paramètres sont partiellement estimées.

## Analyse factorielle et analyse typologique des distributions empiriques

Soit  $\Delta = \{\partial_1, \dots, \partial_i, \dots, \partial_n\}$ , l'ensemble des distributions empiriques de coûts spécifiques et de marges brutes, décrites par un ensemble de  $2p$  estimations quantiles conditionnelles :

$$\hat{\mu} = \left\{ \hat{\mu}_1^{cs}, \dots, \hat{\mu}_j^{cs}, \dots, \hat{\mu}_p^{cs}, \hat{\mu}_1^{mb}, \dots, \hat{\mu}_j^{mb}, \dots, \hat{\mu}_p^{mb} \right\}$$

L'analyse factorielle des distributions empiriques est conduite par analyse en composantes principales normées (ACPn). Les procédures d'ACPn utilisées sont la procédure PRCOMP du logiciel R v 4.2.2 et la procédure FACTOR du logiciel SAS v 9.4. Les projections des observations supplémentaires sont obtenues par régression des valeurs centrées réduites de ces observations individuelles sur les composantes principales de l'ACPn. En raison du centrage et de la standardisation des estimations, l'analyse mathématique montre que l'ACPn du tableau complet des quantiles estimés (coûts spécifiques et marges brutes) et l'ACPn d'un sous-tableau (soit celui des coûts spécifiques, soit celui des marges brutes) sont structurellement équivalentes, à une constante signée près dans la définition des composantes principales. Cependant, l'utilisation conjointe de ces deux sous-tableaux permet d'enrichir conceptuellement l'interprétation.

Couramment utilisé en ACPn, le biplot consiste en la superposition du plan de projection des variables sur les composantes principales (loadings) avec celui des individus (scores). Compte-tenu de la nature duale des estimations de coûts spécifiques et de marge brute, la représentation en biplot apparaît comme une aide pertinente à l'interprétation des plans principaux.

Plutôt que l'estimation ponctuelle des paramètres, on peut utiliser les intervalles d'estimation [Inf ; Sup], selon l'extension de l'analyse en composantes principales normalisée d'intervalles (ACPni) proposée par (Cazes, Chaouakria, Diday et Schektman, 1997), pour caractériser les distributions de coûts spécifiques estimés. La localisation d'hyper-rectangles y est construite à partir de la projection des intervalles de confiance, arêtes des hyper-rectangles et renseigne sur les différences significatives de niveau et de forme. Les résultats de l'ACPni sont fournis par la procédure S-PCA du logiciel SODAS, version 2.5 (2004).

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. La procédure de CAH utilisée est la procédure CLUSTER du logiciel SAS v 9.4. 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 (OTE) et classes de dimension économique (CDE), sont mobilisés comme observations supplémentaires dans certaines analyses multidimensionnelles présentées par la suite.

La procédure de classification divisive hiérarchique DIVCLUST (Fuentes et Chavent, 2015) du logiciel R v 4.2.2 permet de fournir des aides « duales » à l'interprétation de la typologie des classes. En effet, d'après les deux règles conditionnelles (10.a et 10.b) de l'équivariance, le critère discriminant du rapport de la variance inter-classes sur la variance totale appliqué aux quantiles conditionnels demeure invariant par la transformation monotone correspondant à la reparamétrisation de  $X$  en  $M = Y - X$ . Ainsi, les hiérarchies de classification divisive obtenues sont en dualité au sens de l'équation (11) par leurs seuils divisifs si l'on passe des quantiles conditionnels de coûts spécifiques aux quantiles conditionnels de marges brutes, et inversement. Comme pour le biplot, cette propriété justifie d'étiqueter le dendrogramme résultant, de façon soit alternative, soit simultanée, par les seuils estimés de coûts spécifiques ou de marges brutes pour en faciliter l'interprétation.

La variabilité des nuages de catégories a priori (pays, OTE x CDE) ou a posteriori (partitions typologiques) projetée en supplémentaire est inférieure à la variabilité du nuage des observations actives (région). Le rapport de la variabilité du nuage des catégories supplémentaires à la variabilité du nuage des observations actives fournit un indice de qualité de représentation des partitions a priori ou a posteriori.

## Imputation pseudo-barycentrique des estimations incomplètes

Certains quantiles conditionnels des régions insuffisamment représentées n'étant pas estimables ou non significatifs, nous avons conçu une procédure de régularisation des régions partiellement estimées par imputation barycentrique à partir du référentiel de coûts spécifiques développé pour les régions totalement estimées. Une affectation au plus proche barycentre, selon une norme quadratique

<sup>3</sup> 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.

des écarts, permet de décider de l'appartenance des régions partiellement estimées aux classes de la partition  $P$ , retenue comme référentiel typologique. La procédure d'imputation des estimations quantiles non significatives pour les régions partiellement estimées s'apparente aux méthodes de hot-deck métrique utilisées pour le traitement de la non-réponse. La procédure d'imputation utilise l'algorithme d'affectation FASTCLUS du logiciel SAS v 9.4.

## Application aux régions de l'Union européenne

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). Cette analyse régionale constitue le référentiel de base sur lequel sera projeté les estimations par pays et par couple structurel {OTE x CDE} croisant les orientations technico-économiques (OTE) et les classes de dimension économique (CDE).

## Estimations duales des coûts spécifiques et des marges brutes

Ayant estimé la part de marge brute conditionnellement au produit brut (tableau 1), vérifions empiriquement la relation (11), dérivée de l'équivariance conditionnelle des estimateurs quantiles conditionnels par application de la propriété (10.b). Ainsi, pour le Schleswig-Holstein (A010), le premier décile estimé de marge brute unitaire (D1mb) est le complément à 1 000 € du neuvième décile estimé des coûts spécifiques (D9cs) :

**Tableau 1 : Estimations des coûts spécifiques et des marges brutes pour 1 000 € de produit brut.**

Blé Code	Régions RICA	Coûts spécifiques (€) pour 1 000 € de produit brut					Marges brutes (€) pour 1 000 € de produit brut						
		D1cs	Q1cs	Q2cs	Q3cs	D9cs	MCOcs	D1mb	Q1mb	Q2mb	Q3mb	D9mb	MCOmb
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
I260	Emilia-Romagna	187	270	374	437	481	346	519	563	626	730	813	654
I282	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	Slattbygdsland	341	331	388	522	567	323	433	478	612	669	659	677
H761	Kozép-Dunántúl	382	465	419	348	638	563	362	652	581	535	618	437
H762	Nyugat-Dunántúl	361	357	393	388	509	759	491	612	607	643	639	241
H765	Eszak-Alföld	302	238	339	371	341	197	659	629	661	762	698	803
P785	Pomoze & 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 & Pogorze	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 :  $D1mb + D9cs = 458 + 542 = 1\ 000$  ;  $Q1mb + Q3cs = 646 + 354 = 1\ 000$ .  
Source: traitement de l'auteur (Desbois, 2015), d'après RICA UE12, 2006.

$\hat{\mu}_{0,1}^{mb} = 458 = 1000 - \hat{\mu}_{(0,9)}^{cs} = 1000 - 542$ . Cette complémentarité se vérifie quel que soit la région aux erreurs d'arrondi près. La relation de complémentarité similaire entre le quartile inférieur de marge brute (Q1mb) et le quartile supérieur de coûts spécifiques (Q3cs) est également vérifiée quel que soit la région, par exemple pour le Schleswig-Holstein :

$$\hat{\mu}_{0,25}^{mb} = 646 = 1000 - \hat{\mu}_{(0,75)}^{cs} = 1000 - 354$$

Cette propriété de dualité des estimations a été vérifiée par l'application conjointe de procédures d'estimation portant sur les coûts spécifiques d'une part et d'autre part sur les marges brutes.

Excepté les estimations atypiques de l'Alsace, 1 001 € au dernier décile de coûts spécifiques (D9cs) et -1 € de marge brute (D1mb) et de la Flandre ( $D9cs = 1085€$  et  $D1mb = -85€$ ), 80 % des estimations régionalisées des coûts de production s'inscrivent dans un intervalle de variation allant de 261 € à 672 € de coûts spécifiques pour 1 000 € de produit brut (soit entre 328 € et 739 € de marge brute), et 50%

des estimations se situent dans l'intervalle allant de 327 € à 507 € de coûts spécifiques (soit entre 493 et 673 € de marge brute).

Les valeurs moyennes des estimations quantiles sont de 433 € de coût spécifiques (écart-type de 167 €) et 567 € de marges brutes, avec le même écart-type de 167 € (conséquence de leur définition duale). Elles sont supérieures aux estimations de coûts spécifiques (433 €) et inférieures aux estimations de marges brutes (567 €) fournies par des méthodes d'observation directe dans certaines régions françaises enquêtées<sup>4</sup>. Il faut souligner que ces enquêtes sont effectuées principalement sur des exploitations de grandes cultures censées être techniquement plus efficace dans leur utilisation des intrants du fait de leur spécialisation.

Signalons le caractère très asymétrique des distributions, ainsi les écarts d'estimation de coûts spécifiques les plus importants (supérieurs à 20 % en valeur absolue) entre l'estimation conditionnelle de la médiane (Q2cs et Q2mb) et celle de la moyenne (MCOcs et MCOmb) sont pour les

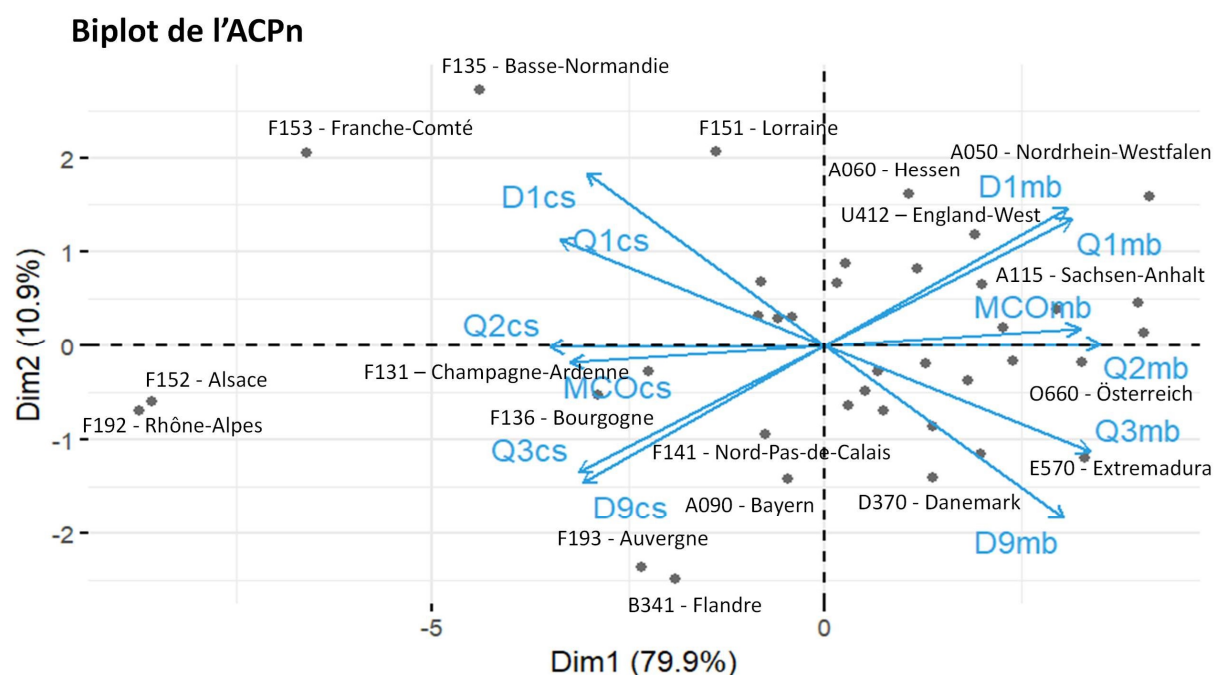


Figure 1: biplot de l'ACPn des estimations régionales des quantiles de coûts spécifiques (c) et de marges brutes (m).  
Lecture: biplot de l'analyse en composantes principales normée des régions européennes (NUTS2), premier plan principal de l'ACPn. D1cs: premier décile de coûts spécifiques ; Q1cs: premier quartile de coûts spécifiques ; Q3mb: dernier quartile de marge brute ; D9mb: dernier décile de marge brute. Source: traitement de l'auteur, procédure PROCMP de R, d'après RICA UE12, 2006.

<sup>4</sup> Notamment, celles fournies en France par les enquêtes de coûts de production réalisées par Arvalis (ex Institut des techniques céréalières et fourragères), calculs de l'auteur.



coûts spécifiques l'Extremadura<sup>5</sup> (128 %) et la Flandre (143 %), tandis que pour les marges brutes, il s'agit de la Basse-Normandie (29 %) et de la région hongroise du Nyugat-Dunántúl<sup>6</sup> (60 %).

La distribution des valeurs propres de l'ACPn conduit à retenir les deux premières composantes principales car elles ont des valeurs supérieures à l'unité (règle de Kayser). Ces deux premières composantes principales rassemblent 91 % de l'information disponible. Le biplot de ces deux premières composantes principales est reproduit en figure 1. La première composante principale (Dim1) représente 80 % de l'inertie. L'ensemble des quantiles conditionnels de coûts spécifiques (cs) est corrélé négativement (Dim1<0) tandis que l'ensemble des quantiles conditionnels de marge brute (mb) est corrélé positivement (Dim1>0). Les médianes conditionnelles (Q2cs et Q2mb de signes opposés) sont les

quantiles estimés les mieux corrélés à cette première composante principale, qui reflète ainsi le niveau global de la distribution des quantiles estimés. L'angle entre l'orientation du vecteur Q2cs et du vecteur MCOcs, identique à celui entre Q2mb et MCOmb, fournit une indication intéressante sur l'asymétrie des distributions : plus cet angle est ouvert, plus l'asymétrie est forte. L'asymétrie des estimations quantiles de coûts est portée par les quantiles d'ordre supérieur (Q3cs et D9cs) tandis que celle des estimations quantiles de marge brute par les quantiles d'ordre inférieur (Q1mb, D1mb).

La seconde composante principale (Dim2), représentant 11 % de l'inertie, restitue la dispersion de la distribution en opposant, dans le demi-plan Dim1<0, les quantiles supérieurs de coûts Q3cs et D9cs (Dim2<0) aux quantiles inférieurs de coûts spécifiques Q1cs et D1cs (demi-plan Dim2>0). De façon similaire, la seconde composante prin-

5 Estrémadura.  
6 Danube occidental.

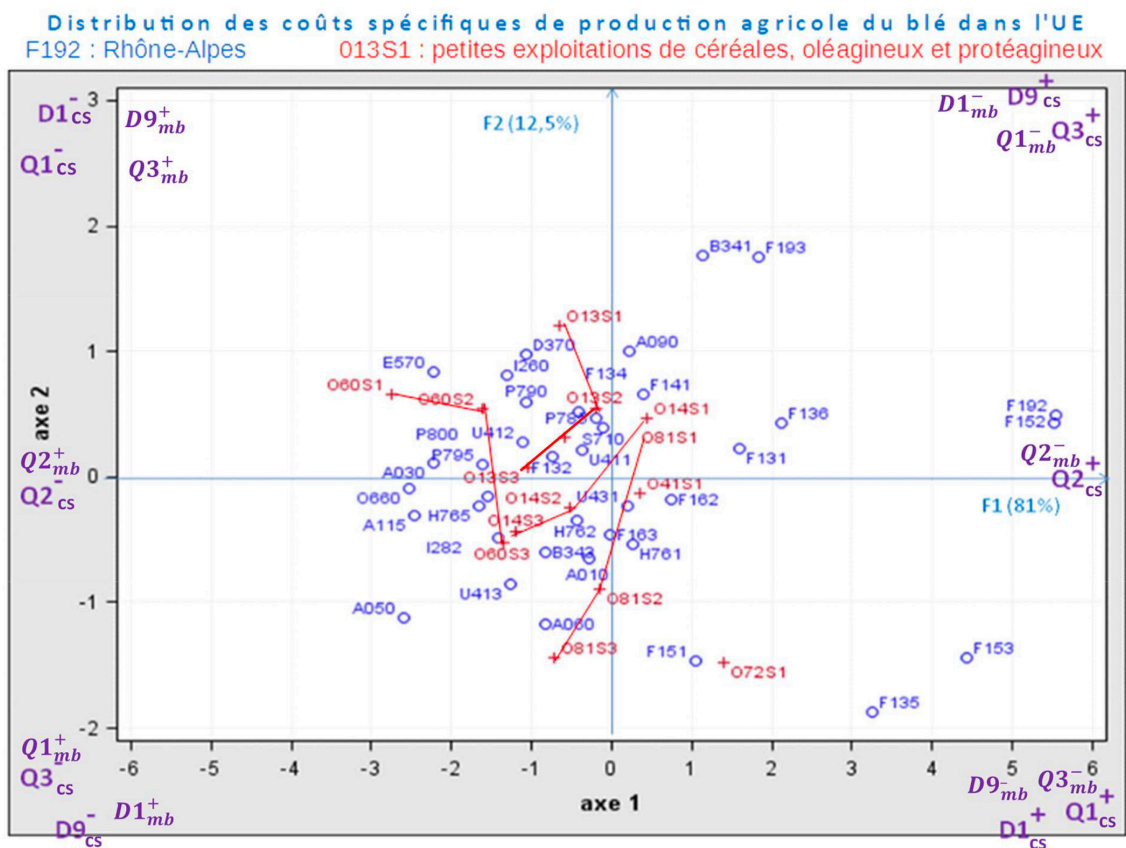


Figure 2: blé, estimations quantiles des coûts et marges, régions et couples [OTE x CDE]  
 Lecture: analyse en composantes principales normée des régions actives (o), projections supplémentaires (+) des couples (OTE x CDE), premier plan factoriel ACPn. Les axes factoriels sont de signe opposé aux composantes principales. Pour en faciliter l'interprétation, les quadrants du plan factoriel sont étiquetés selon l'orientation signée des variables de coûts spécifiques (e.g.  $Q2_{cs}^+$ ,  $Q2_{cs}^-$ ) et de marge brute (e.g.  $Q2_{mb}^+$ ,  $Q2_{mb}^-$ ).  
 Source: traitement de l'auteur, procédure FACTOR de SAS, d'après RICA UE12, 2006.

principale oppose dans le demi-plan  $Dim1 > 0$  les quantiles inférieurs de marges brutes  $D1_{mb}$  et  $Q1_{mb}$  ( $Dim2 > 0$ ) aux quantiles supérieurs de marge brute  $Q3_{mb}$  et  $D9_{mb}$  ( $Dim2 < 0$ ).

## Organisation de la variabilité des régions totalement estimées

Ainsi, le biplot permet d'étiqueter chaque quadrant des plans factoriels de projection des observations par des orientations croissantes (e.g.  $Q2_{cs}^+$  pour la zone d'estimations élevées des coûts spécifiques) ou décroissantes (e.g.  $Q2_{mb}^-$ ) pour la zone d'estimations faibles des marges brutes) pour faciliter la lecture et l'interprétation des graphiques factoriels (cf. figure 2 et suivantes).

Parmi les régions totalement estimées, projetées à l'extrémité positive de l'axe F1 en tant qu'observations actives de l'ACPn (o en figure 2), F192\_Rhône-Alpes et F152\_Alsace se caractérisent par des coûts spécifiques médians les plus élevés ( $Q2_{mb}^+ = 904$  € et  $817$  €, respectivement) et les marges brutes médianes les plus faibles ( $Q2_{cs}^- = 96$  € et  $183$  €, resp.). Projetées à l'extrémité négative de l'axe F1, A050\_Nordrhein-Westfalen<sup>7</sup> et E570\_Extremadura se distinguent par les valeurs les plus faibles ( $Q2_{cs}^- = 222$  € et  $218$  €, resp.) concernant l'estimation médiane des coûts spécifiques et celles les plus élevées ( $Q2_{mb}^+ = 778$  € et  $782$  € resp.) pour les marges brutes médianes.

Le niveau global des distributions de coûts spécifiques et de marges brutes unitaires peut être déduit de la lecture de l'axe factoriel F1 (opposé de la première composante principale Dim1). Dans le demi-plan F1 positif ( $F1 > 0$ ), on retrouve d'autres régions abritant des systèmes céréaliers à forte intensité productive comme la Champagne-Ardenne (F131), la Basse-Normandie (F135), la Bourgogne (F136), ou l'Auvergne (F193), avec en moyenne un niveau médian de coût spécifique plus élevé que l'ensemble ( $Q2_{cs}^+ = 556$  €) et de marge brute moins élevée ( $Q2_{mb}^- = 444$  €). Dans le demi-plan F1 négatif ( $F1 < 0$ ), on retrouve des régions abritant des systèmes céréaliers plus extensifs comme l'Extremadura (E570) ou la Sax-Anhalt<sup>8</sup> (A115), archétype de la progression des rendements céréaliers dans les Länder

de l'Est, avec des niveaux médians de coûts spécifiques moins élevés ( $Q2_{cs}^- = 218$  € et  $290$  €, respectivement) et de marge brute plus élevés ( $Q2_{mb}^+ = 782$  € et  $710$  €, respectivement).

La forme des distributions de coûts spécifiques et de marges brutes unitaires peut être déduite de la lecture de l'axe factoriel F2 (opposé de la seconde composante principale Dim2). À l'extrémité positive de l'axe F2, B341\_Flandre et F193\_Auvergne se distinguent par des estimations les plus élevées des quantiles de coût d'ordre supérieur ( $Q3_{cs}^+ = 644$  € et  $D9_{cs}^+ = 945$  €, en moyenne) et par des estimations les plus faibles des quantiles de marge brute d'ordre inférieur ( $Q1_{mb}^- = 356$  € et  $D1_{mb}^- = 55$  €, en moyenne). Situées à l'extrémité négative de l'axe F2, F135\_Basse-Normandie et F153\_Franche-Comté se distinguent par des estimations les plus élevées des quantiles inférieurs de coûts spécifiques ( $D1_{cs}^+ = 702$  € et  $Q1_{cs}^+ = 648$  €, en moyenne), et des estimations parmi les moins élevées des quantiles supérieurs ( $Q3_{cs}^- = 298$  € et  $D9_{cs}^- = 306$  €). En ce quadrant  $F1 > 0$  &  $F2 < 0$  sont également situées les régions F151\_Lorraine, F162\_Pays\_de\_la\_Loire, et la région hongroise H761 du Kozép-Dunántúl<sup>9</sup> dont les estimations des quantiles inférieurs de coûts spécifiques sont fortes ( $D1_{cs}^+ = 436$  € et  $Q1_{cs}^+ = 575$  €, en moyenne) et les estimations des quantiles supérieurs de marge brute sont faibles ( $Q3_{cs}^- = 564$  € et  $D9_{cs}^- = 425$  €).

Dans le quadrant  $F1 < 0$  &  $F2 < 0$ , notons les projections de A050\_Nordrhein-Westfalen, A060\_Hessen<sup>10</sup> et U413\_England-West<sup>11</sup>, dont les estimations des quantiles inférieurs de marge brute ( $D1_{mb}^+ = 676$  € et  $Q1_{mb}^+ = 704$  €, en moyenne) sont plus élevées que celles obtenues pour l'ensemble des autres régions. Dans le quadrant  $F1 > 0$  &  $F2 < 0$ , on retrouve l'Extremadura (E570\_Extremadura), région espagnole de céréales en culture sèche<sup>12</sup>, signalée pour ses quantiles supérieurs de marge brute très élevés ( $Q3_{cs}^+ = 794$  € et  $D9_{cs}^+ = 818$  €) voisines de deux régions polonaises (P790\_WiekoPolska&Slask<sup>13</sup>, P800\_Malopolska&Pogorze<sup>14</sup>), de la région italienne d'agriculture céréalière extensive d'Emilie-Romagne (I260\_Emilie-Romagna<sup>15</sup>) et de l'ensemble du Danemark considéré

7 Rhénanie du Nord-Westphalie.

8 Saxe-Anhalt.

9 Transdanubie centrale.

10 Hesse.

11 Anglie occidentale.

12 En particulier sur les sols argileux de la Tierra de Barros.

13 Région de Grande Pologne et Slask.

14 Région de Petite Pologne et Pogorze.

15 Emilie-Romagne.

comme région (D370\_Danemark), soit  $Q3_{cs}^+ = 725\text{€}$  et  $D9_{cs}^+ = 774\text{€}$  en moyenne pour ces voisins ; leur présence dans ce quadrant signale également des quantiles inférieurs de coûts spécifiques aux valeurs relativement plus faibles ( $D1_{cs}^- = 226\text{€}$  et  $Q1_{cs}^- = 275\text{€}$ ) que dans l'ensemble des autres régions.

## Variabilité structurelle et technico-économique des estimations

Parmi les couples {OTE x CDE}, projetés en observations supplémentaires (+ en figure 2) sur la base des estimations obtenues, les classes de dimension économique (S1, S2, S3) de l'orientation O13 spécialisée céréales, oléagineux, protéagineux (COP) sont négativement corrélées avec l'axe factoriel F1 avec en moyenne pour l'OTE O13 des coûts spécifiques médians plus faibles ( $Q2_{cs}^- = 384\text{€}$ ) et des marges brutes médianes plus fortes ( $Q2_{mb}^+ = 616\text{€}$ ). Des corrélations négatives avec l'axe F1 sont également enregistrées pour toutes les classes de dimension économique (O60S1, O60S2 et O60S3) des exploitations en polyculture (O60), dotées de coûts spécifiques médians encore plus faibles ( $Q2_{cs}^- = 292\text{€}$ ) et des marges brutes médianes encore plus fortes ( $Q2_{mb}^+ = 708\text{€}$ ) pour cette orientation, avec une contribution plus importante des moyennes (O60S2) et grandes exploitations (O60S3) de cette orientation O60. La corrélation à l'axe F1 est également négative pour les exploitations de grande (O81S3) et moyenne (O81S2) dimension économique de l'orientation Polyculture-élevage (O81) qui présente en moyenne des coûts médians relativement plus faibles ( $Q2_{cs}^- = 361\text{€}$ ) et des marges brutes médianes légèrement relativement plus élevées ( $Q2_{mb}^+ = 639\text{€}$ ) que l'ensemble des régions.

Du côté positif de l'axe F1 ( $F1 > 0$ ), on enregistre les projections des petites exploitations en poly-élevage (O72S1 :  $Q2_{cs}^+ = 534\text{€}$ ,  $Q2_{mb}^- = 466\text{€}$ ) ainsi que celles des exploitations de petite dimension en Polyculture élevage (O81S1 :  $Q2_{cs}^+ = 426\text{€}$ ,  $Q2_{mb}^- = 574\text{€}$ ), des petites exploitations de l'orientation Autres grandes cultures (O14S1 :  $Q2_{cs}^+ = 577\text{€}$ ,  $Q2_{mb}^- = 423\text{€}$ ) et des petites exploitations en bovins lait (O41S1 :  $Q2_{cs}^+ = 715\text{€}$ ,  $Q2_{mb}^- = 285\text{€}$ ). Ces types d'exploitation ont en commun leur faible dimension économique (S1) présentant des coûts médians plus élevés et des marges médianes plus faibles ( $Q2_{cs}^+ = 485\text{€}$ ,  $Q2_{mb}^- = 515\text{€}$ ), ce qui peut être pénalisant dans les productions dites de « grandes cultures » comme le blé.

A contrario, se situant dans le demi-plan  $F1 < 0$ , les exploitations de dimension économique moyenne (S2) ou grande (S3) présentent des moyennes de coûts médians plus faibles (respectivement  $Q2_{cs}^- = 370\text{€}$  et  $Q2_{cs}^- = 323\text{€}$ ) et des

marges brutes médianes plus élevées (respectivement  $Q2_{mb}^+ = 630\text{€}$  et  $Q2_{mb}^+ = 677\text{€}$ ).

La dimension économique semble bien avoir un effet de seuil puisque les petites exploitations (S1) de l'orientation technique en autres grandes cultures (O14S1) et celles de l'orientation technique de polyculture élevage (O81S1) se situent dans le quadrant ( $F1 > 0$  &  $F2 > 0$ ) des quantiles de rang supérieur aux coûts spécifiques plus élevés ( $D3_{cs}^+$ ,  $D9_{cs}^+$ ) et des quantiles de rang inférieur aux marges brutes plus faibles ( $D1_{mb}^-$  et  $Q1_{mb}^-$ ). Les « trajectoires » des classes de dimension économique (S1, S2, S3) pour les deux orientations O14 et O81 vont du pôle ( $Q3_{cs}^+$ ,  $D9_{cs}^+$ ,  $D1_{mb}^-$ ,  $Q1_{mb}^-$ ) pour la classe S1 de petite dimension économique vers le pôle ( $Q3_{cs}^-$ ,  $D9_{cs}^-$ ,  $D1_{mb}^+$ ,  $Q1_{mb}^+$ ) pour les classes de dimension économique S2 et S3, soutenant l'hypothèse d'une réduction des coûts spécifiques et d'une augmentation des marges qui s'appuieraient sur l'augmentation de l'échelle productive.

Concurremment, les trajectoires des classes de dimension économique des orientations technico-économiques COP (O13) et Polyculture (O60), vont du pôle ( $D1_{cs}^-$ ,  $Q1_{cs}^-$ ,  $Q3_{mb}^+$ ,  $D9_{mb}^+$ ) au pôle ( $D1_{mb}^+$ ,  $Q1_{mb}^+$ ,  $Q3_{cs}^-$ ,  $D9_{cs}^-$ ), traduisant une modification de profil des coûts spécifiques par passage de faibles quantiles inférieurs (O13S1 et O60S1) à de faibles quantiles supérieurs, et du profil de marges brutes par passage de forts quantiles supérieurs à de forts quantiles inférieurs (O13S3 et O60S3). Ces modifications de structure indiquent une transition de distributions hétérogènes (O13S1 et O60S1) vers des distributions plus homogènes (O13S2, O13S3, O60S2, O60S3).

Ainsi, on retrouve empiriquement la distinction entre le modèle à pentes hétérogènes (équation 7b) et le modèle à pentes homogènes (équation 7a) permettant de distinguer les distributions de coûts et de marges selon leur niveau (O81S1 et O14S1 versus O81S3 et, respectivement, O14S3) ou selon leur forme (O13S1 et O60S1 versus O13S3 et, respectivement, O60S3).

Dans le quadrant factoriel  $F1 > 0$  &  $F2 < 0$ , les petites exploitations de Poly-élevage (O72S1) présentent des estimations parmi les plus élevées pour les quantiles de rang inférieur ( $D1_{cs}^+ = 584\text{€}$ ,  $Q1_{cs}^+ = 469\text{€}$ ), respectivement parmi les plus faibles des quantiles de rang supérieur ( $D3_{mb}^- = 531\text{€}$ ,  $D9_{mb}^- = 416\text{€}$ ), cohérentes avec sa projection vers ce pôle. Une hypothèse explicative serait un artefact lié à l'intra-consommation de céréales induisant une corrélation avec l'activité de l'atelier granivore et conduisant à un biais de surestimation des coûts spécifiques aux cultures céréalières, dont le blé, bien qu'il ne soit pas spécifiquement dévolu à l'alimentation granivore.

Enfin, les petites exploitations spécialisées en bovins lait (O41S1) sont celles qui s'approchent le plus de l'estimation médiane des coûts spécifiques et des marges brutes (origine du graphique-plan factoriel :  $Q2_{cs}^o = 419\text{€}$ ,  $Q2_{mb}^o = 581\text{€}$ ).

L'analyse des trajectoires technico-économiques dans le plan factoriel révèle les deux composantes d'un déplacement signant les transitions d'une distribution empirique à l'autre : i) d'une part, la composante du déplacement selon l'axe factoriel F1 identifié à un changement global de niveau en coûts spécifiques et marges brutes signant une transition homogène en quantiles conditionnels d'une distribution à l'autre (modèle 7a) ; d'autre part, la composante du déplacement selon l'axe factoriel F2 identifié à un changement global de structure en coûts spécifiques et marges brutes signant une transition hétérogène en quantiles conditionnels d'une distribution à l'autre (modèle 7b).

Ainsi, pour les orientations technico-économiques spécialisées ou mixtes en céréales, oléagineux et protéagineux (O13, respectivement O60), le passage de la petite à la moyenne ou grande dimension économique s'accompagne d'une réduction de l'hétérogénéité des quantiles de coûts et de marges qui pourrait indiquer une certaine convergence des systèmes techniques de production. Pour les orientations spécialisées ou mixtes en autres grandes cultures (O14, respectivement O81), le changement de dimension économique des petites aux grandes exploitations s'accompagne d'une modification relativement homogène en niveau selon les quantiles des coûts et des marges lorsqu'on passe des exploitations de petite dimension économique aux exploitations de grande dimension économique. Cette transition homogène signe l'impact d'économies d'échelle.

### Variabilité nationale des distributions et régions partiellement estimées

Les pays sont projetés en observations supplémentaires (+, figure 3) dans l'espace des régions actives complètement estimées sur la base des estimations nationales obtenues.

Projetée dans le demi-plan  $F1 < 0$ , l'Autriche (OST) enregistre les estimations médianes plus faibles de coûts spécifiques  $Q2_{cs}^- = 277\text{€}$  et plus élevées de marges brutes  $Q2_{mb}^+ = 723\text{€}$ , suivie par l'Espagne (ESP :  $Q2_{cs}^- = 252\text{€}$ ,  $Q2_{mb}^+ = 748\text{€}$ ), l'Allemagne (DEU :  $Q2_{cs}^- = 320\text{€}$ ,  $Q2_{mb}^+ = 680\text{€}$ ), l'Italie (ITA :  $Q2_{cs}^- = 335\text{€}$ ,  $Q2_{mb}^+ = 665\text{€}$ ), et la Hongrie (HUN :  $Q2_{cs}^- = 342\text{€}$ ,  $Q2_{mb}^+ = 658\text{€}$ ). Viennent ensuite la Pologne (POL :  $Q2_{cs}^\pm = 347\text{€}$ ,  $Q2_{mb}^\pm = 653\text{€}$ ), le Royaume-Uni (UKI :  $Q2_{cs}^\pm = 357\text{€}$ ,  $Q2_{mb}^\pm = 643\text{€}$ ) et le Danemark (DAN :  $Q2_{cs}^\pm = 363\text{€}$ ,  $Q2_{mb}^\pm = 637\text{€}$ ), situés à des niveaux

d'estimations médianes plus proches de l'origine des axes du graphique représentant la tendance centrale des estimations (barycentre à  $Q2_{cs}^o = 419\text{€}$  et  $Q2_{mb}^o = 581\text{€}$ ). Projetées dans le demi-plan  $F1 > 0$ , la France (FRA :  $Q2_{cs}^+ = 449\text{€}$ ,  $Q2_{mb}^- = 551\text{€}$ ) et la Belgique (BEL :  $Q2_{cs}^- = 407\text{€}$ ,  $Q2_{mb}^+ = 593\text{€}$ ) se situent à des niveaux relativement proches du barycentre des estimations médianes de coûts spécifiques et de marges brutes.

La Suède (SVE :  $Q2_{cs}^\pm = 349\text{€}$ ,  $Q2_{mb}^\pm = 651\text{€}$ ) est positionnée en situation intermédiaire entre la France et le Royaume-Uni (UKI :  $Q2_{cs}^+ = 357\text{€}$ ,  $Q2_{mb}^- = 643\text{€}$ ). Les Pays-Bas (NED :  $Q2_{cs}^+ = 295\text{€}$ ,  $Q2_{mb}^- = 705\text{€}$ ), complètement déterminés par leur unique région homonyme (N360), occupent également une position médiane selon le demi-axe  $F1 < 0$  mais en projection haute selon le demi-axe  $F2 > 0$  en raison d'estimations plus faibles du premier décile de coûts ( $D1_{cs}^- = 229\text{€}$ ) et d'estimations plus fortes du dernier décile de marge ( $D9_{mb}^+ = 771\text{€}$ ) que celles obtenues pour l'ensemble des régions ( $D1_{cs}^o = 353\text{€}$ ,  $D9_{mb}^o = 647\text{€}$ ). Les régions partiellement estimées, complétées par la procédure pseudo-barycentrique de reconstitution des données manquantes sont également projetées (o, figure 3) sur le plan  $F1 \times F2$ .

Dans le quadrant  $F1 < 0$  &  $F2 > 0$ , les Baléares (E535-Baleares) sont projetées à proximité des Pays-Bas, partageant un profil similaire de plus faibles quantiles inférieurs de coûts spécifiques ( $Q1_{cs}^- = 217\text{€}$ ,  $D1_{cs}^- = 270\text{€}$ ) et de quantiles supérieurs plus élevés de marges brutes ( $Q3_{mb}^+ = 730\text{€}$ ,  $D9_{mb}^+ = 783\text{€}$ ), malgré des conditions agronomiques et climatiques très différentes.

Dans le quadrant  $F1 > 0$  &  $F2 > 0$ , la région hongroise Vallée Sud du Danube (H763-Dél-Dunántúl) présente un profil orienté par le pôle de quantiles supérieurs aux coûts plus élevés ( $Q3_{mb}^+ = 595\text{€}$ ,  $D9_{mb}^+ = 979\text{€}$ ) et de quantiles inférieurs aux marges plus faibles ( $Q1_{mb}^- = 405\text{€}$ ,  $D1_{mb}^- = 21\text{€}$ ) suivie en cela de façon moins marquée par la région italienne I244 du Frioul-Vénétie (Friuli-Venezia), soit  $Q3_{cs}^+ = 749\text{€}$ , et  $D9_{cs}^+ = 856\text{€}$  pour les quantiles de marge, et  $Q1_{mb}^- = 251\text{€}$  et  $D1_{mb}^- = 144\text{€}$  pour les quantiles de coûts.

Dans le quadrant  $F1 > 0$  &  $F2 < 0$ , le Land allemand du Brandebourg (A100-Brandenburg) est projeté vers le pôle des quantiles inférieurs de coûts aux estimations plus élevées ( $Q1_{cs}^+ = 613\text{€}$ ,  $D1_{cs}^+ = 415\text{€}$ ) et des quantiles supérieurs de marges aux estimations plus faibles ( $Q3_{mb}^- = 387\text{€}$ ,  $D9_{mb}^- = 585\text{€}$ ).

Dans le quadrant  $F1 < 0$  &  $F2 < 0$ , notons la projection isolée du Land allemand de Saxe (A113-Sachsen) plus orienté vers le pôle des quantiles supérieurs de coûts aux estimations plus faibles ( $Q3_{cs}^- = 357\text{€}$ ,  $D9_{cs}^- = 382\text{€}$ ) et des



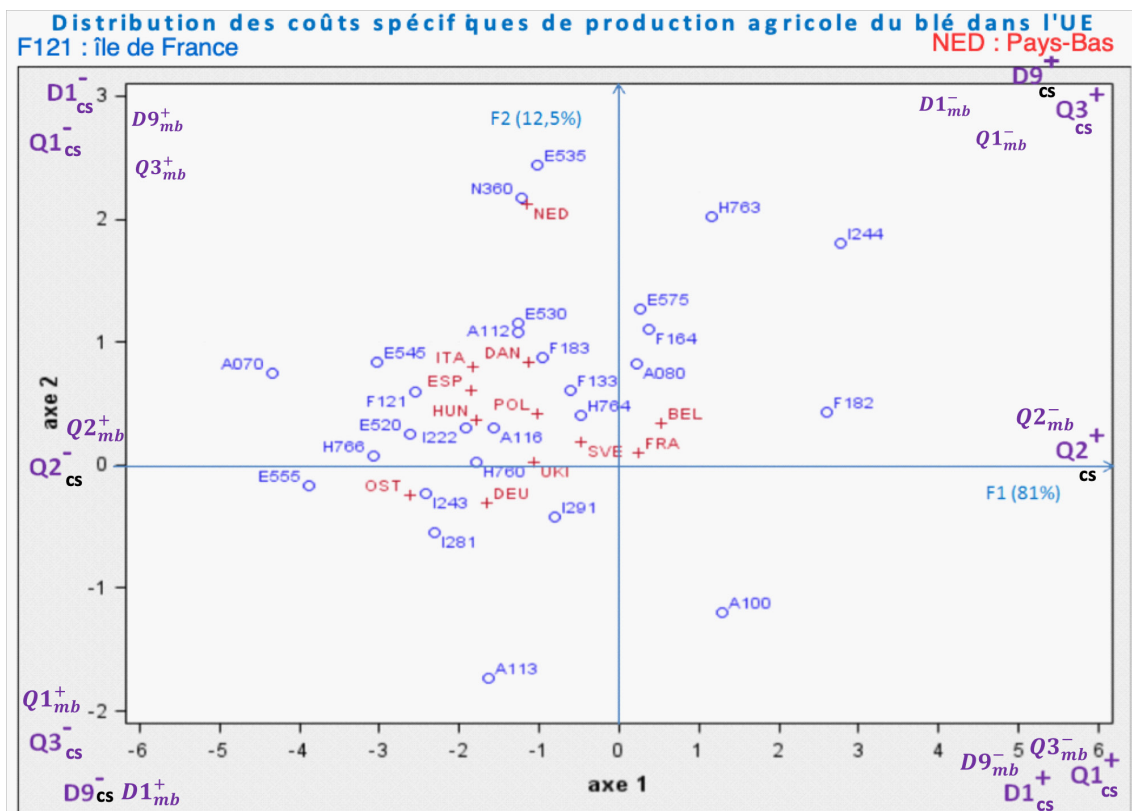


Figure 3: blé, estimations quantiles des coûts spécifiques, pays et régions partiellement estimées.  
 Lecture: projections supplémentaires des pays (+) et des régions partiellement estimées (o), premier plan factoriel.  
 NB: les axes factoriels sont de signe opposé aux composantes principales. Pour en faciliter l'interprétation, les quadrants du plan factoriel sont étiquetés selon l'orientation signée des variables de coûts spécifiques (e.g.  $Q2_{cs}^+$ ,  $Q2_{cs}^-$ ) et de marge brute (e.g.  $Q2_{mb}^+$ ,  $Q2_{mb}^-$ ).

quantiles inférieurs de marges aux estimations plus fortes ( $Q1_{mb}^+ = 643\text{€}$ ,  $D1_{mb}^+ = 618\text{€}$ ). Cette projection de la Saxe est proche de celles occupées par la Lorraine (F151) et le groupe des petites exploitations de poly-élevage à orientation granivore (072S1).

Les positions relatives entre les projections supplémentaires des pays et celles des régions (o, figure 3) permettent d'évaluer les écarts entre les estimations nationales et leurs estimations régionales, selon une norme de dispersion commune à l'ensemble des régions européennes significativement productrices (sous-ensemble des régions actives). Les positions relatives des régions et des projections des couples des typologies OTE x CDE permettent également d'enrichir l'interprétation des valeurs estimées en donnant des indications sur les profils majoritaires d'exploitation en termes technico-économiques.

### La typologie régionale des coûts spécifiques et des marges brutes

Les 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<sup>16</sup>) 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 mais justifiées par des considérations socio-environnementales.

Les analyses distributionnelles suivantes proposent le prototype d'une typologie agrégative des régions européennes (procédure CLUSTER) avec différentes partitions, ici en 4 classes (figure 4) ou en 13 classes (figure 8) qui peuvent servir de grille de lecture structurelle pour analyser une compétitivité-prix basée sur la valorisation optimale des intrants spécifiques ou la maximisation de la marge brute. Issu de la classification ascendante hiérarchique, le dendrogramme (figure 4) de la typologie agrégative distingue initialement deux classes (partition P2), regroupant d'une part la classe C1={Rhône-Alpes, ..., Basse-Normandie}, co-



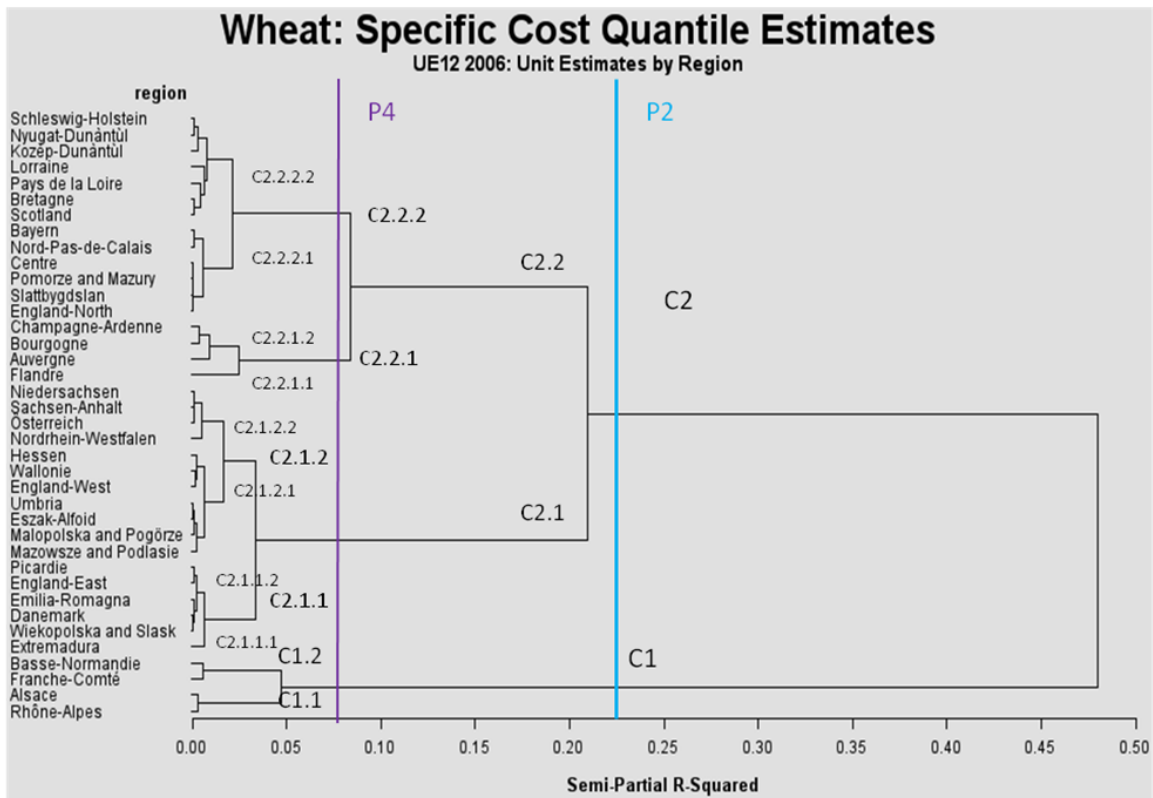


Figure 4 : blé, typologie agrégative des régions totalement estimées.

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.

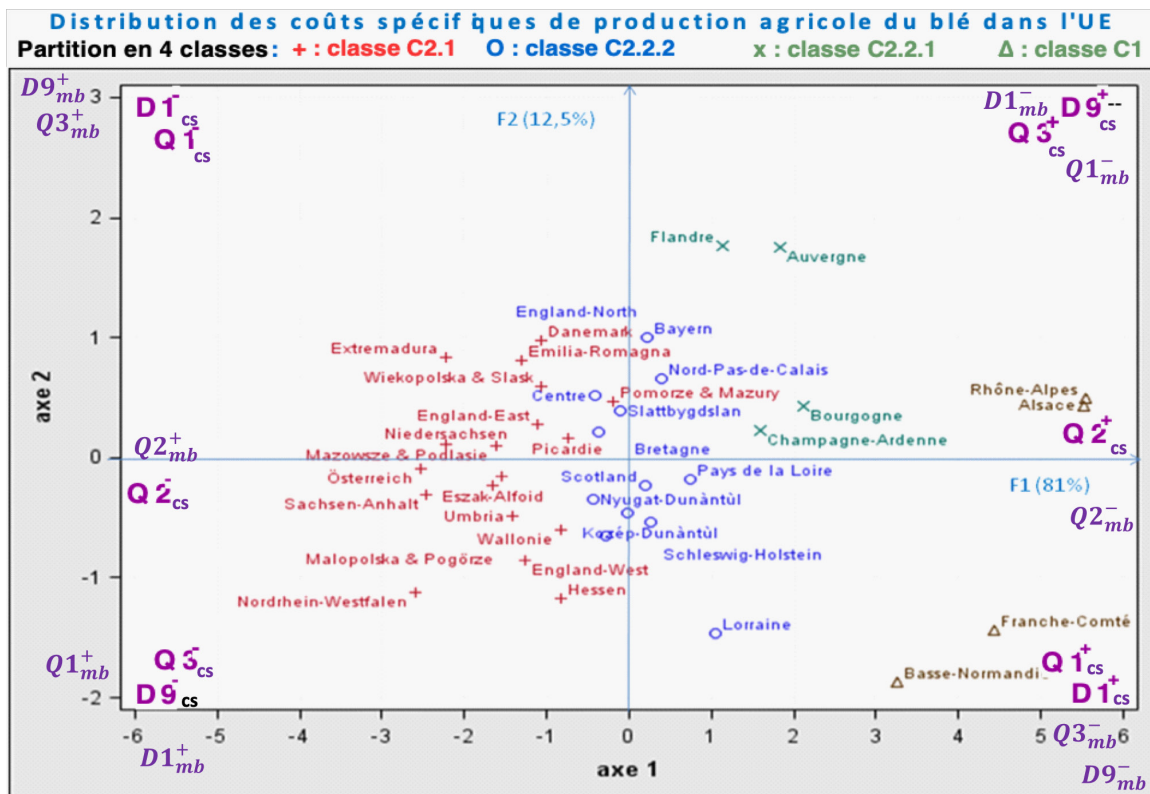


Figure 5 : blé, partition P4 en quatre classes des régions totalement estimées.

Lecture: les axes factoriels sont de signe opposé aux composantes principales. Pour en faciliter l'interprétation, les quadrants du plan factoriel sont étiquetés selon l'orientation signée des variables de coûts spécifiques (e.g.  $Q2_{cs}^+$ ,  $Q2_{cs}^-$ ) et de marge brute (e.g.  $Q2_{mb}^+$ ,  $Q2_{mb}^-$ ).

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

dée  $\Delta$ , en figure 5, aux estimations quantiles médianes de coûts spécifiques globalement les plus élevées et de marges brutes les plus faibles ( $Q2_{cs}^+ = 755\text{€}$ ,  $Q2_{mb}^- = 245\text{€}$ ), et d'autre part la classe C2={Extremadura, ..., Schleswig-Holstein} des régions aux estimations quantiles de coûts spécifiques globalement les plus faibles et de marges les plus fortes ( $Q2_{cs}^+ = 755\text{€}$ ,  $Q2_{mb}^- = 245\text{€}$ ).

À un niveau plus fin de la hiérarchie des partitions, on distingue une partition P4, en quatre classes beaucoup plus homogènes. Majoritairement située dans le demi-plan  $F1 < 0$ , la classe C2 se scinde en trois agrégats formés par les regroupements suivants dans l'ordre décroissant des coûts spécifiques :

- primo, codée x et située dans le quadrant  $F1 > 0$  &  $F2 > 0$ , la classe C2.2.1={Flandre, Auvergne, Bourgogne, Champagne-Ardenne}, avec des quantiles supérieurs de coûts parmi les plus élevés ( $Q3_{cs}^+ = 619\text{€}$ ,  $D9_{mb}^+ = 855\text{€}$ ) et des quantiles inférieurs de marges parmi les plus faibles ( $Q1_{mb}^- = 381\text{€}$ ,  $D1_{mb}^- = 145\text{€}$ );
- secundo, majoritairement située dans le demi-plan  $F1 > 0$ , la classe C2.2.2={England-North, Slattbygdslan, Pomorze & Mazury<sup>17</sup>, Centre, Nord-Pas de Calais, Bayern<sup>18</sup>, Scotland, Bretagne, Pays de la Loire, Lorraine, Kozép-Dunántúl, Nyugat-Dunántúl, Schleswig-Holstein} (codée O) dont les estimations de quantiles médians de coûts et de marges sont proches ( $Q2_{cs}^\pm = 419\text{€}$ ,  $Q2_{mb}^- = 581\text{€}$ ), l'estimation quartile supérieur de coût légèrement plus faible ( $Q3_{cs}^- = 459\text{€}$ ,  $Q3_{mb}^- = 541\text{€}$ ) et les autres estimations de quantiles de coût légèrement plus élevées relativement au niveau d'ensemble des régions actives ; nous qualifions donc cette classe comme « intermédiaire » pour la production de blé ;
- tertio, située exclusivement dans le demi-plan  $F2 < 0$ , la classe C2.1={Extremadura, ..., Niedersachsen<sup>19</sup>} (codée +) aux estimations des quantiles de coût globalement plus faibles ( $Q2_{cs}^- = 325\text{€}$ ) et de marge globalement plus élevées ( $Q2_{mb}^+ = 675\text{€}$ ). À ce niveau de la hiérarchie, remarquons que l'axe F1 constituant le premier facteur de dispersion essentiellement interclasse suffit à discriminer les quatre classes de la partition P4 par le niveau global des estimations quantiles, adéquatément représenté par le niveau médian.

La typologie divisive (procédure DIVCLUST, figure 6) est compatible avec la typologie agrégative (procédure CLUSTER) pour les partitions P2 et P4. La typologie divisive permet d'expliquer les différences entre deux agrégats (aîné

et benjamin) issus de la division binaire d'une classe de la partition précédente.

Ainsi, l'ensemble des régions totalement estimées est scindé en deux classes identiques aux classes homologues de la typologie agglomérative : la classe C1 est constituée de régions aux valeurs plus fortes ou égales au seuil de 577 € pour le critère du quartile inférieur de coûts ( $Q1_{cs}$ ) et aux valeurs plus faibles que 423 € pour le critère du quartile supérieur de marge ( $Q3_{mb}$ ) ; la classe C2 est composée de régions aux valeurs plus faibles que le seuil de 577 € pour le critère du quartile inférieur de coûts ( $Q1_{cs}$ ) et aux valeurs plus fortes ou égales à 423 € pour le critère du quartile supérieur de marge ( $Q3_{mb}$ ). La classe C1 se subdivise en deux agrégats : l'agrégat C1.1 est composé de deux régions dont le premier décile de coûts est inférieur à 649 € et le dernier décile de marge est supérieur ou égal à 351 € ; l'agrégat C1.2 est constitué également de deux régions dont le premier décile de coûts ( $D1_{cs}$ ) est supérieur ou égal à 649 € et le dernier décile de marge ( $D9_{mb}$ ) inférieur à 351 €.

La classe C2 est divisée en deux agrégats, l'aîné C2.1 et le benjamin C2.2 par les critères de quartile inférieur de coûts ( $Q1_c$ ) et de quartile supérieur de marge ( $Q3_m$ ). L'agrégat C2.1 est constitué des régions pour lesquelles le quantile médian de coûts est inférieur à 390,5 € et le quantile médian de marge est supérieur à 609,5 €. L'agrégat C2.2 est composé de régions dont les quantiles médians de coût sont plus élevés ou égaux à 390,5 € et dont les quantiles médians de marge sont moins élevés que 609,5 €.

L'algorithme divisif permet d'interpréter les différences les plus marquantes entre classes au sein d'une même partition. Dans notre application, les seuils divisifs de coûts et de marges indiquent l'importance relative des quantiles dans la discrimination effectuée (figure 6) : d'abord selon les quartiles puis selon les déciles, indicateurs de la projection selon l'axe F2 ; alors que les quantiles médians qui scindent la classe C2 en deux agrégats sont indicateurs de la projection positive ou négative des agrégats de la classe C2 selon l'axe F1. Aussi, la classe C1 est asymétrique par valeurs élevées du quartile inférieur de coût ( $Q1c \geq 577$ ) et faibles du quartile supérieur de marge ( $Q3m < 423$ ), tandis que la classe C2 est asymétrique par valeurs élevées du quartile supérieur de marge ( $Q3m \geq 423$ ) et valeurs faibles du quartile inférieur de coût ( $Q1c < 577$ ).

La seconde partition P3 en trois classes divise la classe C2 en deux agrégats C2.1 et C2.2 selon les quantiles médians

<sup>17</sup> Poméranie et Mazurie.

<sup>18</sup> Bavière.

<sup>19</sup> Basse-Saxe.

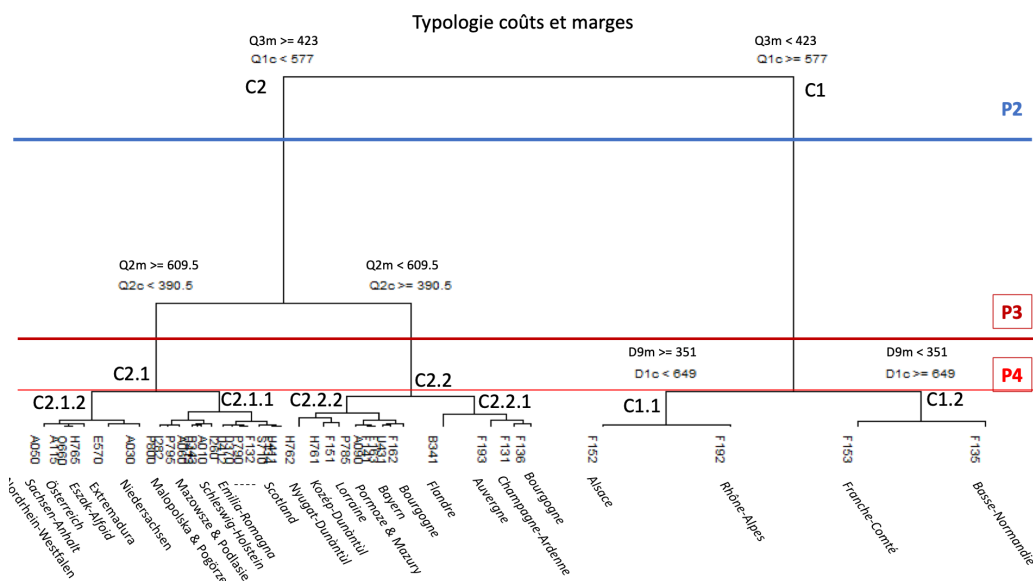


Figure 6 : blé. typologie divisive des régions totalement estimées.  
Lecture : partitions en deux (P2) trois (P3), et quatre (P4) classes. L'agrégat C2.1 (ainé) résulte de la division binaire de la classe C2. Le séparant de l'agrégat C2.2 (benjamin).  
Source : traitement auteur, d'après RICA UE12, 2006.

de coûts (Q2c) et de marge (Q2m). L'agrégat C2.1 rassemble les régions dont le quantile médian de coûts est supérieur ou égal à 609,5 € ( $Q2c \geq 609.5$ ) et le quantile médian de marge est inférieur à 390,5 € ( $Q2m < 390.5$ ). L'agrégat C2.1 regroupe les régions dont le quantile médian de coûts est inférieur à 609,5 € ( $Q2c < 609.5$ ) et le quantile médian de marge est supérieur ou égal à 390,5 € ( $Q2m \geq 390.5$ ). Cette césure correspond à une opposition de leurs projections selon la première composante principale (Dim1) du biplot. Au niveau de cette partition P4, la classe C1 se scinde en deux agrégats C1.1 et C1.2 selon le décile supérieur de marge (D9m) et le décile inférieur de coûts (D1c). L'agrégat C1.1 regroupe les régions dont le neuvième décile est supérieur ou égal à 351 € ( $D9m \geq 351$ ) et le premier décile de coûts est inférieur à 649 € ( $D1c < 649$ ). L'agrégat C1.2 rassemble les régions dont le neuvième décile de marge est inférieur à 351 € ( $D9m < 351$ ) et le premier décile de coûts est supérieur ou égal à 649 € ( $D1c \geq 649$ ). Cette césure correspond à une opposition de leurs projections selon la seconde composante principale (Dim2) du biplot. Cartographiée en figure 7, la partition P4 en quatre classes est optimale pour la différence minimale dans le logarithme du rapport des déterminants, fournie par le paquet cluster-Crit (Desgraupes, 2017), qui constitue une règle cohérente avec le critère de l'algorithme DIVCLUS-T (Fuentes et Chavent, 2015).

Cependant, pour prendre en compte l'ensemble de l'information structurelle apportée par les quantiles conditionnels, il faut descendre dans la hiérarchie des partitions comme le montre la figure 8 projetant la partition en treize classes (P13) sur le plan principal de l'ACPn distributionnelle. En effet, c'est l'axe F2 qui constitue le facteur de dispersion intraclasse lié aux niveaux relatifs des quantiles conditionnels supérieurs (D9 et Q3) vis-à-vis des quantiles conditionnels inférieurs (Q1 et D1). Selon l'axe F2, la classe C1 aux estimations quantiles les plus extrêmes est scindée en deux agrégats bien distincts. D'une part dans le quadrant  $F1 > 0$  &  $F2 > 0$ , l'ainé  $C1.1 = \{\text{Rhône-Alpes, Alsace}\}$  aux quantiles supérieurs de coûts parmi les plus élevés ( $Q3_{cs}^+ = 911\text{€}, D9_{cs}^+ = 956\text{€}$ ) et aux quantiles inférieurs de marge parmi les plus faibles ( $Q1_{mb}^- = 89\text{€}, D9_{mb}^- = 44\text{€}$ ). D'autre part, dans le quadrant  $F1 > 0$  &  $F2 < 0$ , le benjamin  $C1.2 = \{\text{Franche-Comté, Basse-Normandie}\}$  présentant un décile supérieur de coûts équivalent mais dont les autres estimations quantiles sont des extrema de second rang, avec des quantiles inférieurs de coûts parmi les plus élevés ( $Q1_{cs}^+ = 703\text{€}, D1_{mb}^+ = 694\text{€}$ ) et des quantiles supérieurs de marges parmi les plus faibles ( $Q3_{mb}^- = 297\text{€}, D9_{mb}^- = 306\text{€}$ ).

Selon l'axe F2, la classe C2.1 est formée par la réunion de deux agrégats :

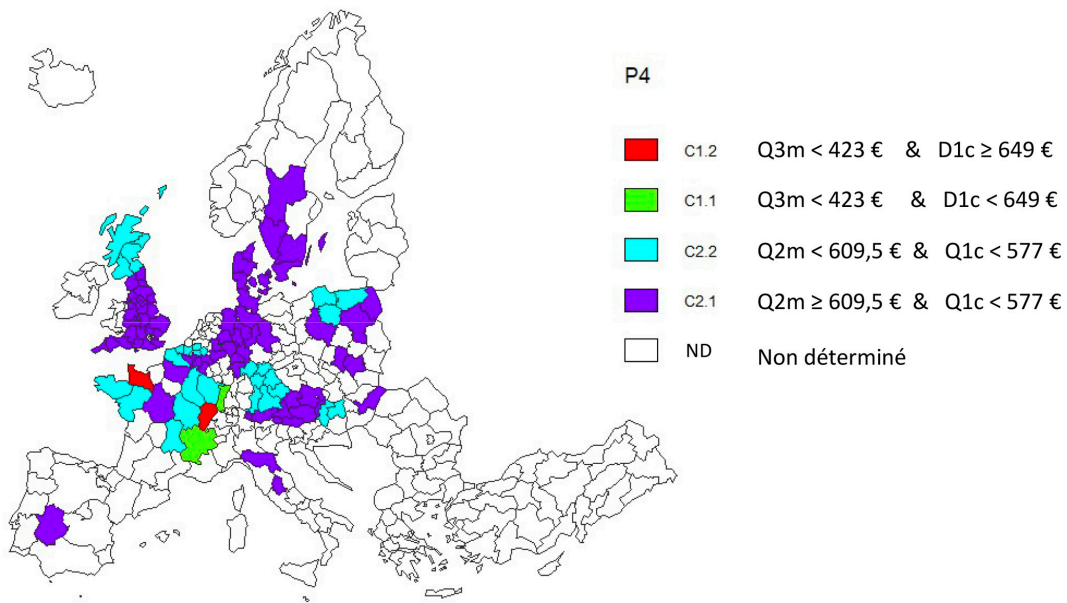


Figure 7 : blé, projection cartographique de la partition divisive P4 des régions totalement estimées.  
Lecture : partition en quatre classes (P4) des régions européennes, issue de l'algorithme de classification divisive.  
Source : traitement auteur, d'après RICA UE12, 2006.

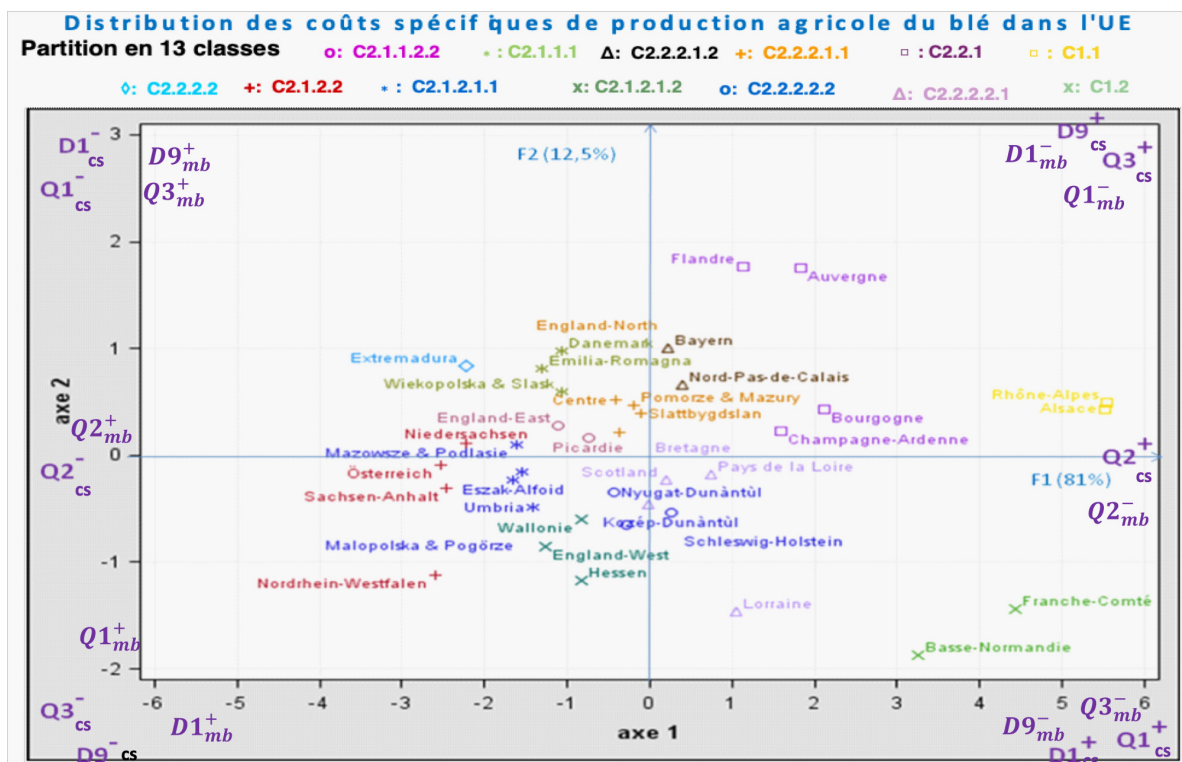


Figure 8 : blé, projection de la partition en treize classes des régions totalement estimées.  
Lecture : les axes factoriels sont de signe opposé aux composantes principales. Pour en faciliter l'interprétation, les quadrants du plan factoriel sont étiquetés selon l'orientation signée des variables de coûts spécifiques (e.g.  $Q2_{cs}^+$  |  $Q2_{cs}^-$ ) et de marge brute (e.g.  $Q2_{mb}^+$  |  $Q2_{mb}^-$ ).  
Source : traitement de l'auteur, d'après RICA UE12, 2006.



- d'une part, situé dans le quadrant  $F1 < 0$  &  $F2 > 0$ , l'agrégat C2.1.1={Extremadura, Wielkopolska & Slask<sup>20</sup>, Danemark, Emilia-Romagna, England-East<sup>21</sup>, Picardie} présente des estimations de quantiles inférieurs de coûts plus faibles ( $Q1_{cs}^- = 273\text{€}$ ,  $D1_{cs}^- = 238\text{€}$ ) et de quantiles supérieurs de marges plus élevées ( $Q3_{mb}^- = 727\text{€}$ ,  $D9_{cs}^- = 762\text{€}$ ) que l'ensemble des régions actives.
- d'autre part, situé essentiellement dans le quadrant  $F1 < 0$  &  $F2 < 0$  l'agrégat C2.1.2={Mazowsze & Podlasie<sup>22</sup>, Malopolska & Pogorze, Eszak-Alfoïd<sup>23</sup>, Umbria<sup>24</sup>, EnglandWest, Wallonie, Hessen, Nordrhein-Westfalen, Österreich, Sachsen-Anhalt, Niedersachsen} se distingue du précédent par des estimations de quantiles inférieurs de marges plus fortes ( $Q1_{mb}^+ = 673\text{€}$ ,  $D9_{cs}^+ = 647\text{€}$ ) et des estimations de quantiles supérieurs de coûts plus faibles ( $Q3_{cs}^- = 327\text{€}$ ,  $D9_{cs}^- = 353\text{€}$ ).

Au niveau des coûts faibles (demi-plan  $F1 < 0$ ), les agrégats C2.1.1.2.1={Emilia-Romagna, Danemark, Wiekopolska & Slask} et C2.1.2.1.2={Hessen, Wallonie, England-West}, situés au même niveau médian de coûts spécifiques ( $Q2_{cs}^- = 360\text{€}$  versus  $Q2_{cs}^- = 326\text{€}$  respectivement), se différencient selon l'axe F2 par leurs profils de distribution en quantiles inférieurs de coûts (soit  $D1_{cs}^- = 217\text{€}$  versus  $D1_{cs}^- = 383\text{€}$ , et respectivement  $D1_{cs}^- = 217\text{€}$  versus  $D1_{cs}^- = 383\text{€}$ ) relativement moins élevés pour l'agrégat C2.1.1.2.1 par rapport à ceux de l'agrégat C2.1.2.1.2 alors qu'ils appartiennent tous les deux à la classe C2.1 de la partition P4.

Enfin, à un niveau plus élevé de coûts (demi-plan  $F1 > 0$ ), les agrégats C2.2.2.1.2={Bayern, Nord-Pas-de-Calais} et C2.2.2.2.1={Lorraine, Bretagne, Pays de la Loire, Scotland}, issus de l'éclatement de la classe C2.2.2 de la partition P4, se distinguent tant selon les quantiles supérieurs de marge (avec des estimations plus élevées pour C2.2.2.1.2, soit  $Q3_{mb}^+ = 638\text{€}$  et  $D9_{mb}^+ = 698\text{€}$ , que pour C2.2.2.1.2, soit  $Q3_{mb}^+ = 567\text{€}$  et  $D9_{mb}^+ = 586\text{€}$ ) que selon les quantiles inférieurs de coûts (avec des estimations plus faibles pour C2.2.2.2.1 soit  $Q1_{cs}^- = 362\text{€}$  et  $D1_{cs}^- = 302\text{€}$ , que pour C2.2.2.1.2, soit  $Q1_{cs}^+ = 434\text{€}$  et  $D1_{cs}^+ = 415\text{€}$ ).

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 et des marges pour un niveau donné de dépenses spécifiques au blé, contrairement à l'estimation des moindres carrés ordinaires.

## L'analyse en composantes principales sur intervalles du référentiel typologique

Le graphique suivant (figure 9) visualise les résultats d'une analyse en composantes normée sur intervalles (ACPni) sur la base des intervalles d'estimations par intervalles [Inf, Sup] de quantiles conditionnels des barycentres des treize agrégats du référentiel typologique, P13.

Le premier axe factoriel F1 de l'ACPni donne un gradient décroissant (inversé par rapport aux axes factoriels des ACP classiques précédentes) des estimations de coûts spécifiques allant des estimations supérieures de coûts médians et inférieures de marges médianes (agrégats C1.1 et C1.2 projetés aux extrêmes de  $F1 < 0$ ,  $Q2_{cs}^+ = 755\text{€}$  et  $Q2_{mb}^- = 246\text{€}$ , en moyenne) aux estimations inférieures de coûts médians et aux estimations supérieures de marges médianes (agrégats C2.1.2.2 et C2.1.1.1 projetés aux extrêmes de  $F1 > 0$ ,  $Q2_{cs}^- = 243\text{€}$  et  $Q2_{mb}^+ = 757\text{€}$ , en moyenne).

Le second axe factoriel F2 de l'ACPni oppose l'agrégat C1.1={F192-Rhône-Alpes, F152-Alsace} dans le quadrant  $F1 < 0$  &  $F2 > 0$ , présentant un écart d'estimation élevé entre le premier et le dernier décile de coûts ( $[D9 - D1]_{cs}^+ = 357\text{€}$ , en moyenne). Dans le quadrant  $F1 < 0$  &  $F2 < 0$ , l'agrégat C1.2={F135-Basse-Normandie, F153-Franche-Comté} dont les écarts d'estimation entre le premier et le dernier décile sont parmi les plus faibles ( $[D9 - D1]_{cs}^- = 66\text{€}$ , en moyenne). Le second axe constitue également l'axe majeur de dispersion intraclasse des autres agrégats de la partition P13, en particulier celui de l'agrégat C2.2.1 = {B341-Flandre, F193-Auvergne, F136-Bourgogne, F131Champagne-Ardenne}.

Cette analyse peut servir de test graphique de séparation : les agrégats C1.1 et C1.2 de la classe C1 présentent entre eux des différences de coûts et de marge à la fois en termes de niveau (selon l'axe F1) et de structure (selon l'axe F2). Ils présentent selon l'axe F1 des niveaux de coût et de marge différents des agrégats de la classe C2 dont le chevauchement relatif suggère plus un gradient décroissant en coûts spécifiques et croissant en marges brutes, classe au sein de laquelle l'hétérogénéité intra-agrégats apparaît plus faible.

## 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

20 Grande-Pologne et Silésie.

21 Est-Anglie.

22 Mazovie et Podlasie

23 Grande Plaine septentrionale de Hongrie.

24 Ombrie.



## ACPni du référentiel typologique P13

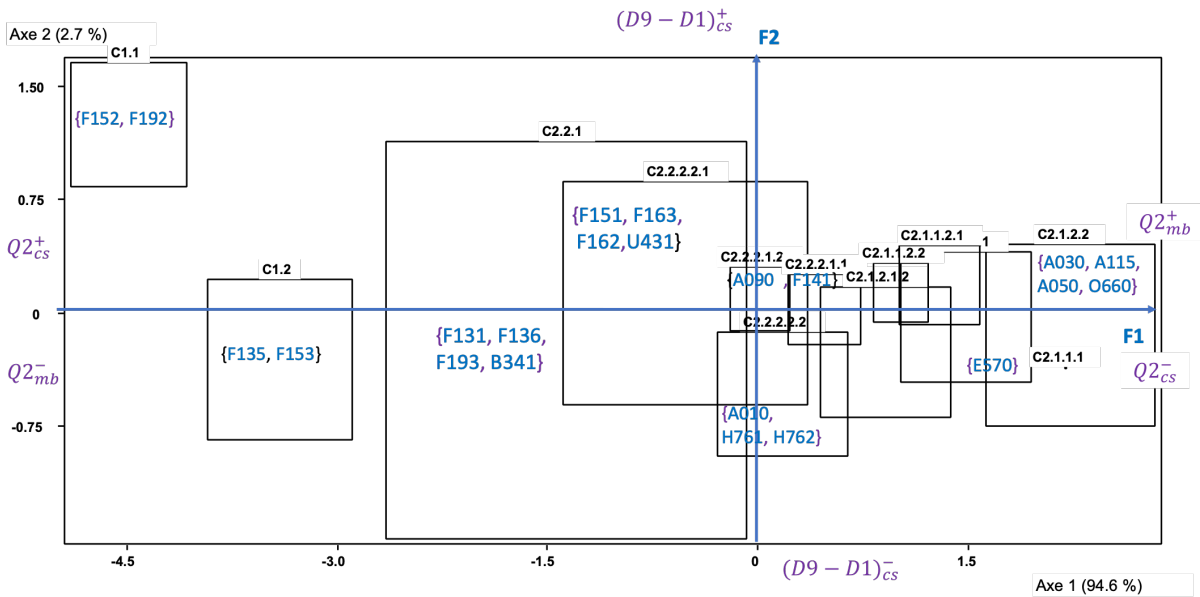


Figure 9: typologie  $P_{13}$ , estimations par intervalles, premier plan factoriel de l'ACPni

Lecture: les axes factoriels de l'ACPni sont de même signe que les composantes principales. Pour en faciliter l'interprétation, les quadrants du plan factoriel sont étiquetés selon l'orientation signée des variables de coûts spécifiques (e.g.  $Q2_{cs}^+$ ,  $Q2_{cs}^-$ ) et de marge brute (e.g.  $Q2_{mb}^+$ ,  $Q2_{mb}^-$ ). La composition de certains agrégats figure en variable illustrative (e.g. {E570}).

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

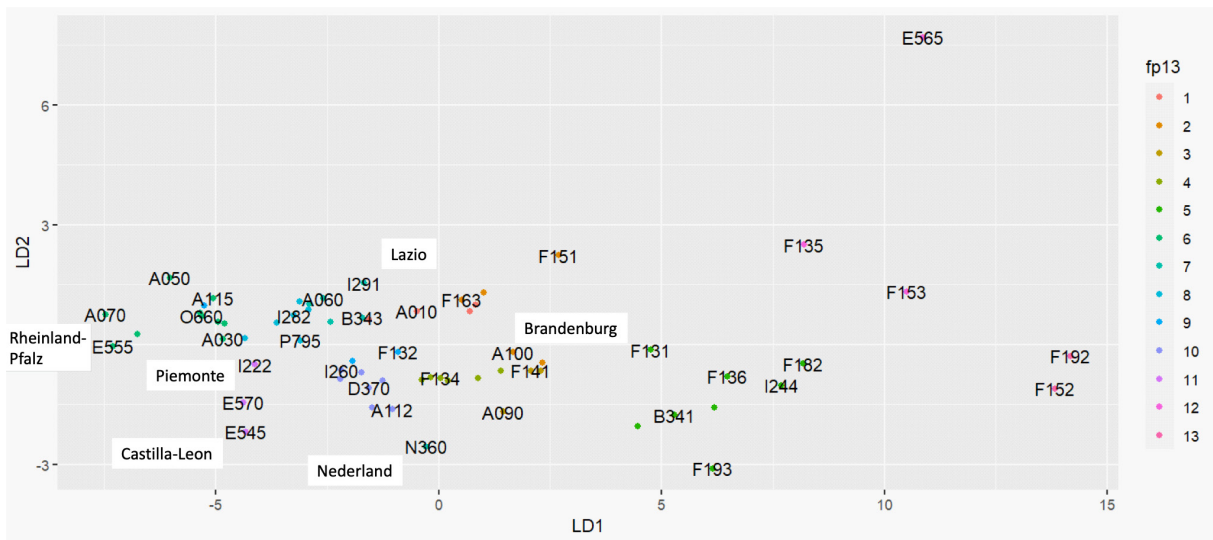


Figure 10: blé, ADL de la partition  $P_{13}$  pour les régions complètement estimées et classement des régions partiellement estimées.

Lecture: les axes factoriels discriminants (LD) sont de signe opposé aux composantes principales de l'ACPni des barycentres (figure 9).

Source: traitement de l'auteur, procédure LDA de R version 4.1.3, d'après RICA UE12, 2006.

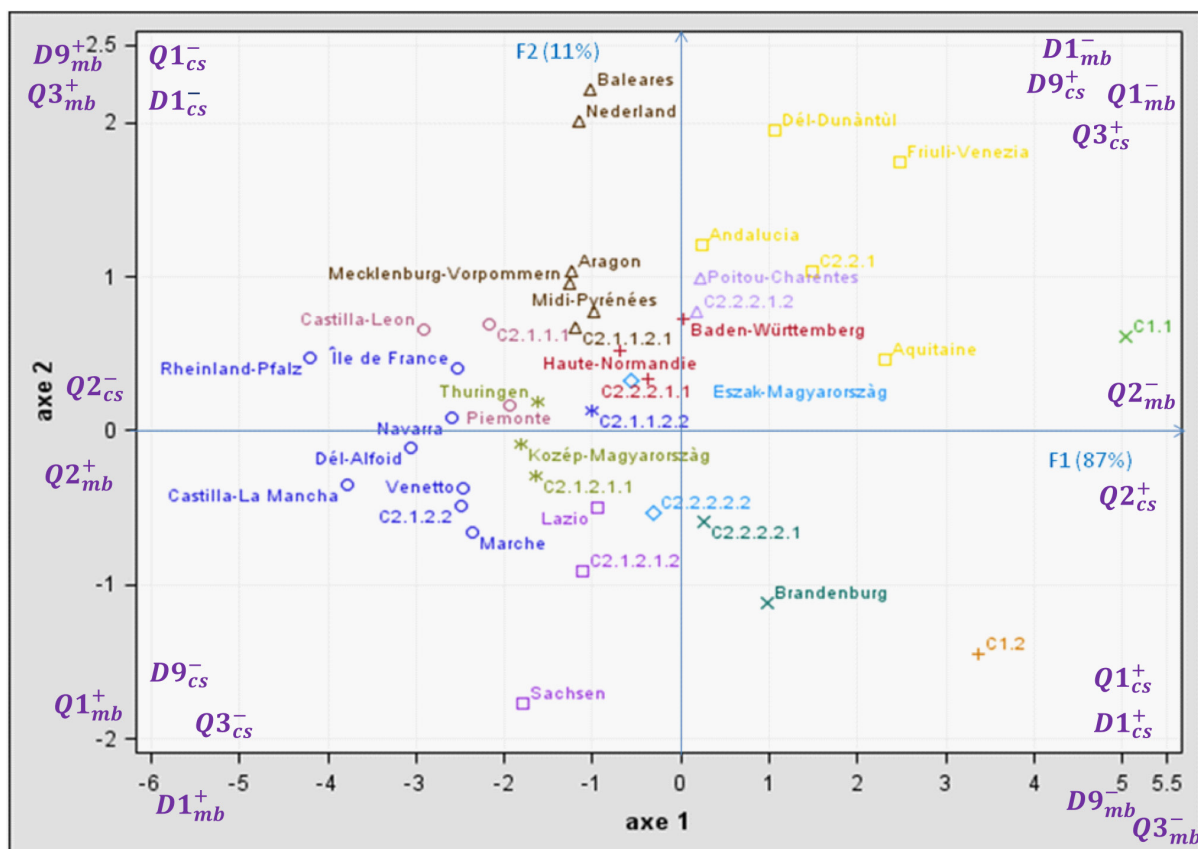


Figure 11: biplot, ACPn des barycentres de la partition P13 et affectation des régions partiellement estimées.  
 Lecture: les axes factoriels sont de signe opposé aux composantes principales. Pour faciliter l'interprétation, les quadrants du plan factoriel sont étiquetés selon l'orientation signée des variables de coûts spécifiques (e.g.  $Q2_{cs}^+$ ,  $Q2_{cs}^-$ ) et de marge brute (e.g.  $Q2_{mb}^+$ ,  $Q2_{mb}^-$ ).  
 Source: traitement de l'auteur, procédure FASTCLUS, SAS 9.2, d'après RICA UE12, 2006.

de la partition P13 (figure 8), retenue comme référentiel typologique. Quasiment équivalente<sup>25</sup> à une analyse discriminante linéaire (ADL, figure 10) réalisée à partir des estimations complètes de distributions régionales (échantillon d'apprentissage) et appliquée aux régions partiellement estimées (échantillon-test), l'affectation barycentrique réalisée par la procédure FASTCLUS est projetée dans le premier plan factoriel (figure 11) de l'ACPn des barycentres d'agrégats représentant 98 % de l'inertie interclasses. Dans le demi-plan  $F1 > 0$  de plus faible niveau des coûts Castilla-La Mancha, Dél-Alfoïd<sup>26</sup>, Ile de France, Marche, Navarra, Rheinland-Pfalz<sup>27</sup>, Veneto<sup>28</sup>, ( $Q3_{cs}^- = 274\text{€}$ ,  $D9_{cs}^- = 306\text{€}$ , en moyenne), sont les régions les plus proches de la classe C2.1.2.2={Niedersachsen, Sachsen-Anhalt, Österreich, Nordrhein-Westfalen} à laquelle elles s'agrègent, en particulier par quantiles

supérieurs de coûts ( $Q3_{cs}^- = 280\text{€}$ ,  $D9_{cs}^- = 298\text{€}$ ). Castilla-Leon et Piemonte s'agrègent à l'isolat C2.1.1.1={Extremadura} en raison d'un niveau d'estimation très proche du quantile médian ( $Q2_{cs}^- = 219\text{€}$  en moyenne versus  $Q2_{cs}^- = 218\text{€}$ , respectivement). Toujours par niveau croissant des estimations de coûts, Thuringen et Kozép-Magyarország sont affectées à la classe C2.1.2.1.1={Umbria<sup>29</sup>, Eszak-Alfoïd, Malopolska & Pogörze, Mazowsze & Podlasie}, sur la base d'estimations voisines, en particulier du quartile supérieur de coûts (en moyenne,  $Q3_{cs}^- = 341\text{€}$  versus  $Q3_{cs}^- = 352\text{€}$  respectivement). Situées dans le quadrant  $F1 < 0$  &  $F2 < 0$ , Lazio et Sachsen s'agrègent à la classe C2.1.2.1.2={Hessen, Wallonie, England-West} en raison de valeurs plus éle-

25 À une exception près: la région espagnole des Baléares (E535) est affectée à la classe 7 (C2.1.2.1.2) par l'ADL versus à la classe 10 (C1.1) par l'algorithme FASTCLUS.

26 Alfoïd Sud, région de Hongrie.

27 Rhénanie-Palatinat.

28 Vénétie.

29 Ombrie.

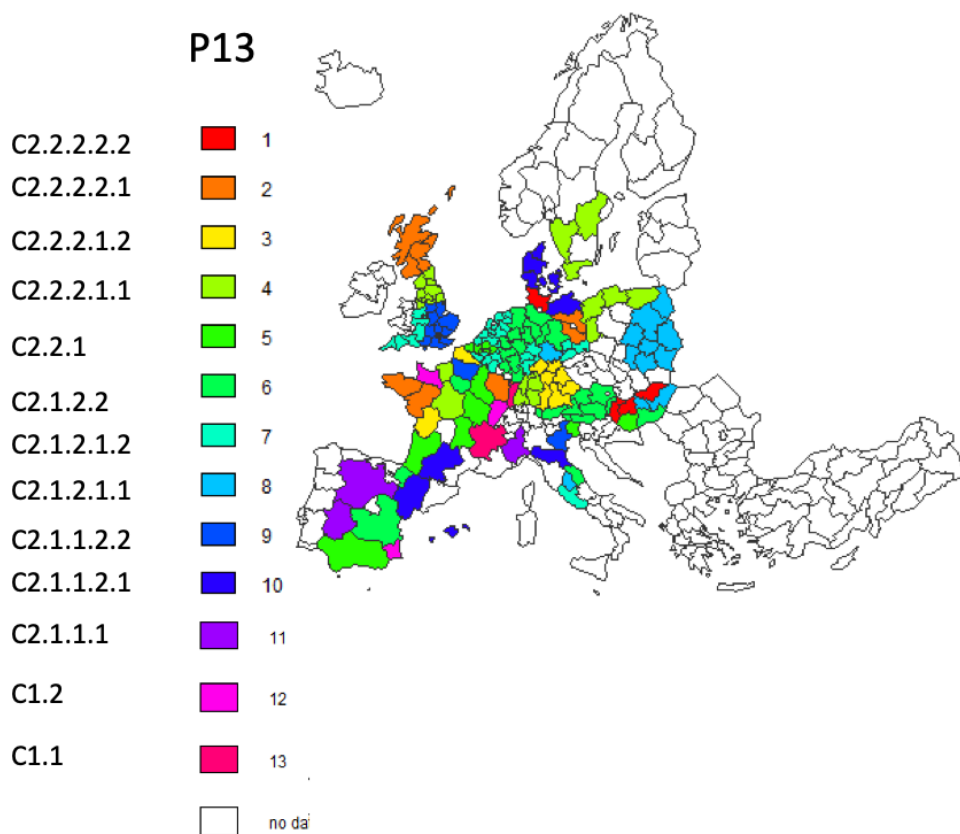


Figure 12: blé, projection cartographique de la partition  $P_{13}$  des régions complètement et partiellement estimées  
Lecture: partition en treize classes ( $P_{13}$ ) des régions européennes, issue de l'algorithme de classification ascendante.  
Source: traitement auteur, d'après RICA UE12, 2006.

vées des quantiles inférieurs ( $D1_{cs}^+ = 372\text{€}$  et  $Q1_{cs}^+ = 379\text{€}$ ). Dans le quadrant opposé  $F1 < 0$  &  $F2 > 0$ , Aragon, Mecklenburg-Vorpommern<sup>30</sup> et Midi Pyrénées s'agrègent à la classe C2.1.1.2.1={Emilia-Romagna, Danemark, Wiekopolska & Slask} en raison d'estimations voisines du quartile inférieur de coût ( $Q1_{cs}^- = 312\text{€}$  versus  $Q1_{cs}^- = 270\text{€}$ ), respectivement.

Dans la plage de valeurs centrales, Baden-Württemberg et Haute-Normandie s'agrègent à la classe C2.2.2.1.1={Centre, Pomorze & Mazury, Slattbygdslan, England-North} en raison d'estimations voisines du décile supérieur de coût ( $D9_{cs}^+ = 533\text{€}$  versus  $D9_{cs}^+ = 565\text{€}$ ) respectivement.

Dans le quadrant  $F1 > 0$  &  $F2 > 0$ , Poitou-Charentes s'agrège à la classe C2.2.2.1.2={Bayern, Nord-Pas-de-Calais} en raison d'estimations similaires pour le quartile supérieur de coûts ( $Q3_{cs}^+ = 578\text{€}$  versus  $Q3_{cs}^+ = 535\text{€}$ ). Eszak-Magyarország<sup>31</sup> s'agrège à la classe C2.2.2.2.2={Schleswig-Holstein, Nyugat-Dunántúl, Kozép-Dunántúl}, en raison d'estimations médianes du

coûts proches ( $Q2_{cs}^+ = 412\text{€}$  versus  $Q2_{cs}^+ = 392\text{€}$ , respectivement). Dans le même quadrant, Andalucia<sup>32</sup>, Aquitaine, Dél-Dunántúl, et Friuli-Venezia s'agrègent plutôt à la classe C2.2.1={Champagne-Ardenne, Bourgogne, Auvergne, Flandre} en raison d'estimations plus élevées pour les quantiles supérieurs.

À l'opposé, dans le quadrant  $F1 > 0$  &  $F2 < 0$ , Brandenburg est affectée à l'agrégat C2.2.2.2.1={Lorraine, Bretagne, Pays de la Loire, Scotland} en raison d'estimations similaires pour le quartile supérieur de coûts ( $Q3_{cs}^+ = 646\text{€}$  versus  $Q3_{cs}^+ = 619\text{€}$ , respectivement).

Une cartographie des régions complètement estimées et de l'affectation des régions partiellement estimées (figure 12) situe la localisation des classes du référentiel typologique en treize classes et leur répartition au sein de l'espace agricole de l'Union européenne. Cette carte typologique en treize classes précise et complète la cartographie effectuée à partir de la partition  $P_4$  en quatre classes (cf. figure 7) par une catégorisation plus fine et respectivement une couverture territoriale plus étendue.

<sup>30</sup> Mecklembourg-Poméranie occidentale.

<sup>31</sup> Hongrie septentrionale.

<sup>32</sup> Andalousie.

## Conclusions

Sur la base régionale du RICA européen, nous avons testé la faisabilité et la pertinence pour le blé de notre méthodologie d'estimation micro-économétrique des coûts spécifiques et des marges brutes de production selon les quantiles conditionnels. Cette méthodologie est complétée par une procédure d'imputation pour les régions partiellement estimées. Grâce à ce type d'analyse, nous confirmons 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. Cependant, les différences enregistrées entre les estimations régionalisées des quantiles conditionnels pour le blé montrent qu'il n'y a pas « un » coût spécifique ou « une » marge brute de production qui pourrait être estimée à l'échelle nationale par une moyenne conditionnelle mais des classes régionales de distribution des coûts spécifiques et des marges brutes qui peuvent être positionnées dans un schéma bidimensionnel stable selon un nombre déterminé d'estimations quantiles conditionnelles.

Nos analyses distributionnelles montrent que pour les exploitations spécialisées ou mixtes en céréales, oléagineux protéagineux, la différenciation dans la structure de coûts et de marges coïncide avec la différenciation selon la dimension économique, ce qui suggère de tester l'impact d'un éventuel facteur d'échelle sur les résultats des orientations technico-économiques. Pour les exploitations spécialisées ou mixtes en autres grandes cultures, 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 une asymétrie fondée sur des estimations conditionnelles élevées pour le premier décile dans les grandes exploitations.

Le principe de cette analyse distributionnelle des coûts spécifiques et des marges brutes peut être étendu sans difficultés majeures pour la majorité des régions européennes à l'étude des trajectoires d'évolution temporelles des couples {région x OTE} et {région x CDE}, voire celle des triplets {région x OTE x CDE}. De telles études s'avèrent d'une grande

utilité pratique dans l'évaluation a posteriori des résultats des exploitations agricoles au plan européen.

Grâce à l'estimation par affectation pseudo-barycentrique, nous envisageons d'étendre notre procédure d'imputation des coûts spécifiques et des marges brutes du niveau régional au niveau départemental de la nomenclature des unités territoriales statistiques, en complétant, dans le respect des règles de confidentialité statistique, l'estimation des paramètres pour des départements qui seraient partiellement estimés en raison d'échantillons RICA de taille insuffisante.

Les estimations de marges brutes, duales de l'estimation des coûts spécifiques, peuvent être utilisées pour repérer des régions soit performantes soit intermédiaires pour la production de blé, ou d'autres productions majeures comme le lait ou le porc, calibrer des mesures spécifiques de soutien au revenu ou d'indemnisation pour d'éventuels sinistres, voire pour analyser l'impact des réformes de la PAC en termes de cohésion inter-régionale. Compte-tenu de la nature duale des estimations de coûts spécifiques et de marge brute, la représentation en biplot constitue une aide à l'interprétation pertinente. En cohérence, les noeuds du dendrogramme de la classification divisive basée sur le pourcentage de variabilité interclasses sont étiquetés de façon duale par les seuils estimés de coûts et de marge facilitant l'interprétation de la hiérarchie des partitions.

Les typologies régionales proposées sur la base de ces estimations peuvent être mobilisées pour effectuer des simulations visant à explorer le maintien de la production dans certaines régions intermédiaires ou défavorisées. Ainsi, les 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 disponible pour simuler et évaluer les éventuels effets des réformes de la PAC en matière de cohésion territoriale (Trouvé et Berriet-Sollic, 2008).

Les conclusions tirées de notre méthodologie d'estimation quantile des coûts spécifiques et des marges brutes illustrent l'apport d'une approche combinant modélisation et analyse exploratoire pour dégager la signification et la pertinence des résultats obtenus ■

## Crédit

Cette étude a été en partie financée par le projet ANR CLAND (16-CONV-0003) et par le 7e Programme Cadre de la Communauté européenne (FP7/2007-2013) sous l'agrément n° 212292 pour le projet Farm Accountancy Cost Estimation and Policy Analysis of European Agriculture (FACEPA).

## Remerciements

L'auteur remercie Houda Braham, Michel Verger ainsi que le reviewer anonyme pour leur relecture critique et leurs suggestions d'amélioration.

## In Memoriam

L'auteur dédie ce travail à la mémoire de Jean Cavailhès, ancien responsable récemment disparu du Département Économie et Sociologie rurale de l'Inra.

## Références

- 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.
- Cazes, P., Chouakria, A., Diday, E., Schektman Y. (1997) Extensions de l'analyse en composantes principales à des données de type intervalle. Revue de Statistique Appliquée, n°24, pp. 5-24.
- Desbois D. (2015). Estimation des coûts de production agricoles : approches économétriques. Thèse de doctorat ABIES-Agro-ParisTech, 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.
- Desgraupes B. (2017). Clustering Indices, Vignette R, CRAN.
- 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.
- Fuentes M., Chavent M. (2015). Clustering divisif monothétique, Vignette R, 4e Rencontre R.
- 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.
- SAS Institute (2008) SAS/STAT 9.2 User's Guide. The QUANTREG Procedure, Chapter 72, SAS, pp. 5352-5425, Institute Cary NC, USA.
- SODAS (2004) Analysis System of Symbolic Official Data, release 2.5, [www.info.fundp.ac.be/asso/sodaslink.htm](http://www.info.fundp.ac.be/asso/sodaslink.htm).
- Surry Y., Desbois D., Butault J.-P. (2013). Quantile Estimation of Specific Costs of Production. FACEPA, D8.2.
- Trouvé A., Berriet-Sollic 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.
- Ward, J. H., Jr. (1963). Hierarchical Grouping to Optimize an Objective Function, Journal of the American Statistical Association, n° 58, pp. 236-244.



Cet article est publié sous la licence Creative Commons (CC BY-SA). <https://creativecommons.org/licenses/by-sa/4.0/>.

Pour la citation et la reproduction de cet article, mentionner obligatoirement le titre de l'article, le nom de tous les auteurs, la mention de sa publication dans la revue « NOV'AE », la date de sa publication et son URL.