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

Dominique Desbois, J.P. Butault, Yves Surry

▶ **To cite this version:**

Dominique Desbois, J.P. Butault, Yves Surry. Distribution des coûts spécifiques de production dans l'agriculture de l'Union européenne : une approche reposant sur la régression quantile. Economie Rurale, 2017, 361 (5), pp.3 - 22. 10.4000/economierurale.5320 . hal-04535147

HAL Id: hal-04535147
https://hal.inrae.fr/hal-04535147

Submitted on 6 Apr 2024

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Distributed under a Creative Commons Attribution - NonCommercial 4.0 International License

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

Dominique Desbois, Jean-Pierre Butault, Yves Surry

Dans Économie rurale 2017/5 (n° 361), pages 3 à 22
Éditions Société française d'économie rurale

ISSN 0013-0559

Article disponible en ligne à l'adresse
https://www.cairn.info/revue-economie-rurale-2017-5-page-3.htm

CAIRN.INFO
MATIÈRES À RÉFLEXION

Découvrir le sommaire de ce numéro, suivre la revue par email, s'abonner...
Flashez ce QR Code pour accéder à la page de ce numéro sur Cairn.info.

Distribution électronique Cairn.info pour Société française d'économie rurale.
Attribution - Pas d'Utilisation Commerciale 4.0 International (CC BY-NC 4.0).

BY-NC

© Société française d'économie rurale | Téléchargé le 05/04/2024 sur www.cairn.info (IP: 83.199.227.154)

ÉCONOMIE RURALE

Économie rurale
Agricultures, alimentations, territoires

361 | septembre-octobre
Varia

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

Analyzing the Distribution of Specific Production Costs in Agriculture in the European Union: A Quantile Regression Approach

Dominique Desbois, Jean-Pierre Butault et Yves Surry

revues.org

Édition électronique
URL : http://economierurale.revues.org/5320
DOI : 10.4000/economierurale.5320
ISSN : 2105-2581

Éditeur
Société Française d'Économie Rurale (SFER)

Édition imprimée
Date de publication : 15 octobre 2017
Pagination : 3-22
ISSN : 0013-0559

Distribution électronique Cairn

CAIRN.INFO
CHERCHER, REPÉRER, AVANCER.

Référence électronique
Dominique Desbois, Jean-Pierre Butault et Yves Surry, « Distribution des coûts spécifiques de production dans l'agriculture de l'Union européenne : une approche reposant sur la régression quantile », *Économie rurale* [En ligne], 361 | septembre-octobre, mis en ligne le 15 octobre 2019, consulté le 02 octobre 2017. URL : http://economierurale.revues.org/5320 ; DOI : 10.4000/economierurale.5320

© Tous droits réservés

© Société française d'économie rurale | Téléchargé le 05/04/2024 sur www.cairn.info (IP: 83.199.227.154)

Distribution des coûts spécifiques de production dans l'agriculture de l'Union européenne

Une approche reposant sur la régression quantile

Dominique DESBOIS ● *UMR Économie publique, INRA, AgroParisTech, Université Paris-Saclay, France*
desbois@agroparistech.fr ; dominique.desbois@inra.fr
Jean-Pierre BUTAULT ● *Économie publique, INRA, AgroParisTech, Université Paris-Saclay, France*
Yves SURRY ● *Swedish University of Agricultural Sciences, Uppsala, Suède*

Cet article teste la méthodologie d'estimation microéconométrique des coûts spécifiques de production selon les quantiles conditionnels sur la base du Réseau d'information comptable agricole (RICA) européen à partir des produits bruts dégagés par seize 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. À partir des résultats économétriques se rapportant à trois commodités majeures du marché européen, à savoir le blé, le lait de vache et le porc, les auteurs montrent que le contexte national des douze pays européens étudiés sur l'année 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 microéconomique, RICA*

Analyzing the Distribution of Specific Production Costs in Agriculture in the European Union: A Quantile Regression Approach

This 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 the values of outputs broken down into sixteen categories of agricultural products. On the basis of results obtained for three major agricultural commodities produced in the European Union (EU) – namely wheat, cow milk and pigs – we are able to show the relevance of the quantile regression estimation procedure to handle the asymmetry and heterogeneity of 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. (JEL: C21, D2, Q12)

KEYWORDS: *production cost, agriculture, quantile regression, microeconomics*

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

© Société française d'économie rurale | Téléchargé le 05/04/2024 sur www.cairn.info (IP: 83.199.227.154)

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 profitabilité 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.

Confrontés plus directement aux risques de prix depuis la réforme « MacSharry » intervenue en 1992, 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 (droits à produire, disponibilité) qui peuvent restreindre l'accès aux trois principaux facteurs de production que sont la terre, 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 mieux raisonnées ou 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 évaluer des systèmes de production différenciés, nous devons fournir des informations sur l'ensemble de la distribution des coûts spécifiques comme le recommandent 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 multiproductives. Face au constat d'asymétrie de la variable d'intérêt et au rejet de l'hypothèse d'homoscédasticité dans sa modélisation par les moindres carrés ordinaires, 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 afin de s'affranchir de la contrainte d'estimateurs en moyenne sensibles aux valeurs extrêmes et susceptibles de masquer les différences interstructurelles. À cette fin, nous utilisons une technique de régression permettant d'obtenir des estimations des quantiles de coûts spécifiques, conditionnées par le processus de production des exploitations agricoles. 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'UE[1], sur un ensemble d'États européens où ces productions sont significatives en 2006, année choisie pour ce travail.

Les deux prochaines sections de cet article 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 permettant l'allocation des charges spécifiques

1. Le blé, le lait et le porc représentent respectivement 6,2 %, 13,8 % et 8,9 % de la production agricole de l'Union européenne qui s'élevait en 2010 à 347 milliards d'euros (Eurostat, 2012).

© Société française d'économie rurale | Téléchargé le 05/04/2024 sur www.cairn.info (IP: 83.199.227.154)

entre les différentes activités agricoles est présenté dans la deuxième section, ainsi que les méthodologies statistiques utilisées pour son estimation, en particulier la régression quantile ; 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 section. Un résumé des résultats obtenus et une réflexion sur la méthode employée pour estimer la distribution des coûts spécifiques concluent ce travail.

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

Portant sur les grandes commodités agricoles, des enquêtes spécifiques sont conduites pour produire des données détaillées sur les coûts de production en Europe[2]. 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 *et al.*, 1988), permettant d'effectuer des estimations sur la base du Réseau d'information comptable agricole (RICA).

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 microéconomiques pour construire une matrice de coefficients input-output. Puis, nous introduisons la méthodologie d'estimation selon les quantiles conditionnels en détaillant les procédures d'estimation et de test utilisées dans notre travail, principalement sur la base des développements méthodologiques exposés par Koenker (2005).

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 »[3] 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.

Ainsi, pour une exploitation agricole i donnée, le total des charges spécifiques (y_i) est lié aux différents p produits bruts X_{ij} pour $j = 1, \ldots, p$ par le modèle de régression suivant, appliqué aux agricultures

2. Pour une revue de synthèse de ces méthodes, *cf.* Langrell *et al.* (2012).

3. Le questionnaire servant à établir cette « fiche d'exploitation » et la méthodologie de l'enquête RICA sont disponibles à l'adresse suivante : http://wwww.agreste.agriculture.gouv.fr/enquetes/reseau-d-information-comptable-610/reseau-d-information-comptable.

© Société française d'économie rurale | Téléchargé le 05/04/2024 sur www.cairn.info (IP: 83.199.227.154)

européennes par Butault *et al.* (1988) et Butault (1991) :

$$y_i = \sum_{j=1}^{p} \beta_j X_{ij} + \varepsilon_i \text{ pour } i = 1,\ldots, n \qquad (1)$$

où les coefficients β_j s'interprètent comme le coût spécifique moyen[4] 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.

L'estimation par les moindres carrés ordinaires (MCO) du modèle (1) soulève les problèmes économétriques typiques de cette méthode (Midmore, 1990), notamment : i) l'émergence d'hétéroscédasticité parmi les résidus résultant d'effets de taille, et ii) des ordres de grandeur irréalistes pour les coefficients estimés ou des coefficients significativement négatifs. Bureau et Cyncynatus (1991) ainsi qu'Errington *et al.* (1992) fournissent différentes solutions (techniques de régularisation et estimation sous contraintes) pour résoudre ces problèmes d'estimation. En s'affranchissant de l'hypothèse de coefficients constants, Dixon *et al.* (1984) puis Hornbaker *et al.* (1989) proposent un modèle à paramètres aléatoires contraint par inégalités[5].

Un certain nombre de méthodes d'estimation contrainte pour répartir les dépenses d'intrants entre différents ateliers ont été proposées par Moxey et Tiffin (1994), mobilisant un cadre bayésien pour appliquer une méthode d'estimation sous contrainte inégalitaire dans le but d'assurer la non-négativité des coefficients estimés. Léon *et al.* (1999) proposent d'utiliser la méthode du Maximum d'entropie généralisée (MEG) pour estimer des coefficients d'affectation des coûts. Enfin, nous admettons que dans l'expression (1) les variables explicatives soient endogènes, ce qui exigerait l'emploi de techniques d'estimation par variables instrumentales. Dans cette perspective, Carpentier et Letort (2011) fournissent une solution aux problèmes d'endogénéité et d'hétérogénéité rencontrés dans l'estimation d'allocations pour la fonction de demande d'intrants, selon l'approche par fonction de contrôle développée par Wooldridge (2015).

Dans le cours de ces développements, nous proposons une approche exploratoire basée sur la régression quantile afin d'obtenir plus d'information sur la distribution empirique des coefficients de répartition des coûts spécifiques de production.

2. Procédures d'estimation des quantiles conditionnels

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 à expliquer y dans le contexte d'un modèle linéaire. Lorsque l'on s'intéresse aux exploitations agricoles, cette méthode économétrique permet d'obtenir une distribution estimée des coûts spécifiques pour les principaux produits agricoles et complète ainsi 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.

Formellement, pour une variable aléatoire y, de fonction de répartition $F_y(y)$, le quantile d'ordre q se définit comme :

$$\mu_q(y) = inf\{y : F_y(y) \geq q\} \qquad (2)$$

4. Le modèle représenté par l'équation (1) ne comportant pas de terme constant, l'estimation $\hat{\beta}$ peut s'interpréter comme un coefficient unitaire d'allocation de charges variables au produit brut des productions de l'exploitation agricole multiproduits.

5. Dans cette étude, les coefficients estimés peuvent varier individuellement d'une exploitation à l'autre, tout en restant positifs.

© Société française d'économie rurale | Téléchargé le 05/04/2024 sur www.cairn.info (IP: 83.199.227.154)

Le système d'équations (1) ne comportant pas de terme constant, le quantile conditionnel de y sachant x, fonction variable des variables explicatives $X = (x_1, \ldots, x_p)$, est défini par :

$$\mu_q(y \mid X) = inf\left\{y : F_y(y \mid X) \geq q\right\} \quad (3)$$

où $F_y(y \mid X)$ est la fonction de répartition conditionnelle de la distribution de y sachant X.

Par analogie avec la régression linéaire standard, la régression quantile peut être formulée comme suit (Cameron et Trivedi, 2006) :

$$y = X'\beta^{(q)} + u_q \quad (4)$$

avec $u_q = X'\alpha \times \varepsilon_q$ et $X'\alpha > 0$

et où $\beta^{(q)} = (\beta_1^{(q)}, \ldots, \beta_j^{(q)}, \ldots, \beta_p^{(q)})$ est le vecteur des coefficients des p variables explicatives, et ε_q un vecteur d'aléas identiquement et indépendamment distribués de moyenne nulle et de variance constante σ^2. Sous cette hypothèse, le q^{ème} quantile conditionnel du coût de production y, conditionné par X et les paramètres β et α, s'en déduit analytiquement

$$\mu_q(y \mid X, \beta, \alpha) = X'[\beta + \alpha \times F_\varepsilon^{-1}(q)] \quad (5)$$

où $F_\varepsilon(q)$ est la fonction de répartition de ε_q. Ainsi, le quantile conditionnel d'ordre q dépendant linéairement de X, l'estimation des paramètres converge vers $\beta + \alpha \times F_\varepsilon^{-1}(q)$ et varie de façon monotone en fonction de l'ordre q du quantile. Si $X'\alpha$ est constant, 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.

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

$$\sum_{i;y_i \geq \beta} [q\left|y_i - x_i'\beta\right|] + \sum_{i;y_i < \beta} [(1-q)\left|y_i - x_i'\beta\right|] \quad (6)$$

conduisant à l'estimation des paramètres du modèle (4) comme solution optimale du problème de minimisation de la fonction de perte (6) :

$$\hat{\beta}_\omega(q) = \underset{\beta \in R^p}{Argmin}\left\{\sum_{i;y_i \geq x_i'\beta}\left[\omega_i q\left|y_i - x_i'\beta\right|\right] + \sum_{i;y_i < x_i'\beta}\left[\omega_i(1-q)\left|y_i - x_i'\beta\right|\right]\right\} \quad (7)$$

Pour estimer la variance de l'estimateur $\hat{\beta}_\omega(q)$, nous optons pour la méthode du ré-échantillonnage, basée sur une technique du *bootstrap* marginal sur chaînes de Markov (MCMB - *Markov Chain Marginal Bootstrap*). En effet, sans hypothèse sur les distributions d'aléas, cette méthode donne des intervalles de confiance empiriques robustes en un temps de calcul raisonnable lorsque le nombre de variables explicatives est important (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 liberté dépend du nombre p de coefficients testés (Koenker et Machado, 1999). L'hypothèse d'hétéroscédasticité est testée selon une procédure de rejet de l'hypothèse nulle d'égalité des coefficients entre k différents quantiles (homoscédasticité) d'après une statistique suivant une distribution du Chi-Deux à $(k-1) \times p$ degrés de liberté (Koenker et Bassett, 1982).

Mise en œuvre du modèle d'estimation des coûts spécifiques

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[6]. Orienté dès l'origine

6. Règlement CE n° 1217/2009 publié au Journal Officiel de E L328 du 15/12/2009.

© Société française d'économie rurale | Téléchargé le 05/04/2024 sur www.cairn.info (IP: 83.199.227.154)

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 agricoles dans l'UE au regard des évolutions successives de la Politique agricole commune.

En ce qui concerne les agrégats comptables mobilisés dans notre travail (produits bruts et charges spécifiques), les définitions du RICA européen sont harmonisées tant au niveau des productions végétales qu'animales (Chantry, 2003) ; les éléments de différenciation pouvant influer 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 retenu pour l'estimation des quantiles conditionnels des coûts spécifiques, l'équation (4) est estimée pour l'ensemble de pays de l'UE figurant au *tableau 1* à l'aide d'observations d'exploitations agricoles tirées du RICA européen sur l'année 2006. En pratique, on utilise l'estimateur (7) appliqué à l'équation (1) où $\boldsymbol{y}$ est la variable expliquée regroupant les charges spécifiques[7] telles qu'elles sont définies par le RICA européen selon la ventilation suivante :

– pour les cultures, soit les dépenses relatives aux semences et plants, engrais et amendements, produits phytosanitaires, et autres intrants spécifiques des cultures ;
– pour le bétail, soit les dépenses relatives aux aliments pour les herbivores ou les granivores, et aux autres intrants spécifiques des animaux.

Dans ce contexte, la matrice X des variables explicatives fournit la décomposition du produit brut selon chacune des spéculations mises en œuvre par l'exploitation agricole multiproduit. Cette décomposition du produit brut en seize agrégats (*tableau 1*) recouvre l'ensemble des productions tant végétales, qu'animales et produits animaux, le produit brut associé à chaque spéculation étant défini comme la production brute totale comprenant les intraconsommations, les ventes et les variations de stocks.

L'ensemble des douze pays sélectionnés a été choisi au sein du projet FACEPA pour disposer d'un sous-ensemble suffisamment représentatif des 28 États membres, compte tenu des contributions aux productions étudiées, des procédures de contrôle de la qualité des données ainsi que des possibilités d'analyse comparée et de retour au terrain d'enquête. Les années 1996, 2000 et 2006 ont été choisies empiriquement pour les estimations comme les années les moins perturbées du point de vue des variations de prix et de rendement agricoles parmi les enquêtes les plus récemment disponibles en 2008 au début du projet FACEPA[8], l'analyse étant centrée sur 2006 avant le renchérissement des carburants, engrais et aliments du bétail intervenu en 2007.

L'estimation quantile conditionnelle pondérée est réalisée au moyen du logiciel SAS, par la procédure QUANTREG, associée à l'instruction WEIGHT pour la pondération. Les tests d'hypothèse sont fournis par la commande TEST, dotée d'une option QINTERACT pour le test d'homoscédasticité. Les estimations du modèle de régression quantile des charges spécifiques sont menées pour chacun des douze pays sélectionnés sur la base de l'échantillon national d'exploitations agricoles issues du RICA européen.

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

8. *Cf.* le site du projet http://facepa.slu.se.

© Société française d'économie rurale | Téléchargé le 05/04/2024 sur www.cairn.info (IP: 83.199.227.154)

Tableau 1. **Liste des produits et pays de l'UE utilisés dans l'estimation quantile 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 productions végétales et forestières	
Pays sélectionnés	
Allemagne	Autriche
Belgique	Danemark
Espagne	France
Hongrie	Italie
Pays-Bas	Pologne
Royaume-Uni	Suède

Source : les auteurs.

Les résultats économétriques issus des régressions quantiles des coûts spécifiques sont analysés pour le blé, le lait de vache et le porc, trois produits proposés en comparaison d'approches concurrentes (Kleinhanss *et al.*, 2011 ; DG-Agri, 2009a, 2009b, 2009c).

2. Caractéristiques distributionnelles des charges spécifiques agricoles

Avant d'examiner les résultats de l'estimation des quantiles conditionnels, il convient 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 étudiés. Les coefficients d'asymétrie[9] sont largement positifs pour tous les pays étudiés. La forme de la distribution des charges spécifiques est également caractérisée par les valeurs de l'excès d'aplatissement[10] et les autres indicateurs de dispersion tels que le coefficient de variation (CV) et le coefficient interquartile de dispersion (CQD)[11]. Pour de telles distributions asymétriques et comportant des valeurs extrêmes, la médiane est un meilleur estimateur de la tendance centrale que la moyenne arithmétique et 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 €

9. Le coefficient d'asymétrie (*skewness*) fournit des informations sur l'asymétrie d'une série statistique à distribution unimodale en termes d'écart par rapport à une distribution normale, signalant pour une asymétrie positive (respectivement négative) une queue de distribution plus étalée par valeurs supérieures (respectivement par valeurs inférieures) que celle de la loi normale (Saporta, 2011).

10. L'excès d'aplatissement (*kurtosis*) renseigne sur le caractère leptokurtique (distribution aux queues plus épaisses et au centre plus pointu) ou platikurtique (distribution plus aplatie) relativement à la loi normale dont le coefficient d'aplatissement est égal à 3 (Saporta, 2011).

11. Défini comme le rapport de la dispersion interquartile au niveau médian, le coefficient interquartile de dispersion fournit une mesure non paramétrique de la dispersion relative.

© Société française d'économie rurale | Téléchargé le 05/04/2024 sur www.cairn.info (IP: 83.199.227.154)

Tableau 2. **Distribution des charges spécifiques par exploitation** (euros)

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	1023	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

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

Source : RICA-EU, 2006.

© Société française d?économie rurale | Téléchargé le 05/04/2024 sur www.cairn.info (IP: 83.199.227.154)

(Espagne) à 10 430 € (Autriche) pour un premier groupe comprenant également la Pologne et l'Italie ; puis, nous distinguons 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 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 valeurs supérieures (plus grande dispersion des valeurs supérieures à la moyenne) avec un nombre important de valeurs extrêmes, elles diffèrent par leur degré d'asymétrie : en Italie, Espagne, Pologne ou Hongrie, la distribution nationale est fortement asymétrique (le coefficient d'asymétrie se situe entre 5 et 6) ; au Danemark, en Autriche, aux Pays-Bas, en Belgique ou en France, l'asymétrie est plus modérée (coefficient entre 1,5 et 2,5) ; enfin, le Royaume-Uni présente une asymétrie intermédiaire (coefficient 4). En outre, l'excès d'aplatissement des distributions nationales varie : de la valeur 8 pour le Danemark voire 9 pour les Pays-Bas ou la Belgique, on atteint des maxima entre 50 et 60 pour l'Espagne, l'Italie ou la Pologne.

En termes de dispersion relative, 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 à 1023 % pour la Hongrie qui apparaît avec l'Italie comme le pays le plus hétérogène, selon cet indicateur. Cependant, avec un CQD compris entre 130 et 150 %, l'Autriche, la France et l'Allemagne présentent la dispersion relative la plus faible selon cet indicateur, tandis que le Danemark possède la dispersion relative des charges spécifiques la plus élevée (CQD de 420 %).

En résumé, les niveaux les moins élevés et les dispersions les plus fortes 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 les plus élevés et les dispersions les plus faibles 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.

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

Dans cette partie sont présentées par commodité les estimations des coefficients de coûts spécifiques unitaires, obtenues par la régression quantile pondérée et par les moindres carrés pondérés (MCP), pour chacun des douze États membres de l'UE en 2006. Les résultats économétriques sont détaillés et discutés successivement pour le blé, le lait de vache, et le porc au sein de sections spécifiques. La présentation et la discussion de l'ensemble des résultats économétriques s'effectuent sur la base des valeurs estimées des quantiles suivants : le premier et neuvième décile (D1 et D9), la médiane (Q2), ainsi que le premier et troisième quartile (Q1 et Q3), formant l'échelle des quantiles. Ces estimations quantiles sont comparées aux coefficients estimés par les MCP, pour une spécification analogue modélisant les charges spécifiques.

En utilisant les tests proposés par Koenker et Bassett (1982), l'hypothèse d'homogénéité de la distribution des aléas est rejetée pour l'ensemble des douze pays[12] : en présence d'hétéroscédasticité, il est donc pertinent d'utiliser les estimations selon les quantiles conditionnels préférentiellement aux estimations selon la moyenne conditionnelle.

Les estimations quantiles et MCP obtenues sont significativement non nulles que ce soit pour le blé, le lait ou le porc,

12. Le tableau complet des tests est disponible sur demande à l'auteur correspondant.

© Société française d'économie rurale | Téléchargé le 05/04/2024 sur www.cairn.info (IP: 83.199.227.154)

Tableau 3. **Blé, estimations des coûts spécifiques pour 1 000 € de produit brut**

Pays	D1	Q1	Q2		Q3	D9	MCP	
Allemagne	284	285	320	*[283;356]*	335	372	296	*[268;324]*
Autriche	204	239	277	*[166;387]*	250	305	245	*[155;336]*
Belgique	364	407	407	*[301;514]*	506	691	534	*[408;660]*
Danemark	220	265	363	*[285;440]*	437	543	435	*[373;496]*
Espagne	228	226	252	*[189;315]*	333	560	339	*[262;417]*
France	345	392	449	*[412;485]*	491	563	437	*[408;467]*
Hongrie	209	247	342	*[250;434]*	354	427	437	*[347;527]*
Italie	164	238	335	*[287;382]*	378	471	335	*[192;478]*
Pays-Bas	144	207	295	*[125;466]*	489	771	357	*[-180 ;895]*
Pologne	266	293	347	*[320;374]*	420	523	383	*[359 ;407]*
Royaume-Uni	293	302	357	*[315;398]*	396	460	329	*[297 ;361]*
Suède	368	285	349	*[198;500]*	437	597	266	*[160 ;372]*

Notes : D1 = 1er décile ; D9 = 9e décile ; Q1 = 1er quartile ; Q2 = Médiane ; Q3 = 3e quartile ; MCP = Moindres carrés pondérés ;[InfIC95 ; SupIC95] : InfIC95 = Borne inférieure de l'intervalle de confiance à 95 % ; SupIC95 : borne supérieure de l'intervalle de confiance à 95 % .

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

à l'exception pour le blé du coefficient du premier décile (D1) et celui des MCP aux Pays-Bas. Par contre, pour d'autres commodités, produites de manière moins systématique voire plus marginale comme les protéagineux, les fruits ou le vin dans certains pays, les estimations quantiles et MCP ne sont pas toutes statistiquement significatives.

1. Le blé

Avec une superficie cultivée de 25,9 millions d'hectares et une production de 136,6 millions de tonnes en 2010, l'UE-27 demeure le premier producteur de blé représentant 21 % de la production mondiale (Eurostat, 2012). Les pays étudiés figurent parmi les principaux producteurs européens en termes de quantités collectées[13], 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 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.

À partir des échelles distributionnelles fournies par les estimations conditionnelles D1, Q1, Q2, Q3, D9 et MCP présentées au *tableau 3*, nous effectuons tout d'abord une comparaison du niveau de ces échelles distributionnelles entre les différents pays, puis nous examinons leur structure, analysant les écarts entre les différentes estimations qui les composent.

Comparaison de niveau des échelles distributionnelles

À l'exception des Pays-Bas dont les quantiles conditionnels couvrent l'ensemble de l'intervalle de variation des estimations, soit entre 144 € et 771 € de coûts spécifiques pour 1 000 € de produit brut, nous constatons une différence de niveau entre d'une part la Belgique et la France et

13. Par ordre décroissant : la France (27,9 %), l'Allemagne (17,6 %), le Royaume-Uni (10,9 %), la Pologne (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 %).

© Société française d'économie rurale | Téléchargé le 05/04/2024 sur www.cairn.info (IP: 83.199.227.154)

d'autre part les autres pays aux estimations quantiles inférieures (sauf pour le D1 italien et les D9 italiens et espagnols).

L'Autriche se distingue par le faible niveau (inférieur à 310 €) de ses estimations quantiles supérieures (Q3 et D9). Les estimations du premier décile (D1) 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 €.

Les estimations nationales de coûts spécifiques des exploitations spécialisées, soit produisant 40 % ou plus de leur produit en blé tendre (DG-Agri, 2009c), correspondent respectivement au niveau du premier quartile des exploitations françaises, de la médiane des exploitations espagnoles et celles des exploitations hongroises et du Royaume-Uni, du troisième quartile des exploitations polonaises et du neuvième décile des exploitations allemandes. Malgré des écarts importants dus aux différences de spécification entre modèles, l'estimation médiane et l'estimation MCP s'avèrent cohérentes avec celles obtenues par Kleinhanss *et al.* (2011) pour la période 2004-2006.

Structures comparées des échelles distributionnelles

Les distributions nationales des coefficients quantiles estimés peuvent être classées selon leur degré d'asymétrie en deux groupes : le premier, constitué par l'Allemagne, l'Autriche, la France, l'Italie, les Pays-Bas, le Royaume-Uni et la Suède, ne présente pas de dissymétrie (la moyenne ne se distingue pas de la médiane conditionnelle, compte tenu de la variabilité des estimations) ; le second, constitué par la Belgique, le Danemark, l'Espagne, la Hongrie et la Pologne pour lesquels la médiane conditionnelle, inférieure à l'estimation MCP en moyenne, constitue un meilleur indicateur de la tendance centrale. Pour ce second groupe, l'asymétrie à droite signifie une plus grande dispersion des exploitations par valeurs supérieures aux coûts médians.

Les estimations quantiles s'avèrent croissantes pour l'ensemble des douze pays, 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 et l'Espagne qui se distinguent en raison de valeurs significativement plus élevées du neuvième décile par rapport aux autres quantiles. Ces différences permettent d'opposer des profils distributionnels distincts comme celui de l'Autriche où l'hypothèse d'homogénéité des quantiles conditionnels est conservée par la procédure de test pour chacune des différences interquantiles à ceux, comme en Espagne ou en Pologne, où elle est rejetée pour chacune des différences interquantiles.

Estimations selon les périodes

Selon la dimension temporelle, compte tenu des écarts-types d'estimation, les quantiles conditionnels des coûts spécifiques estimés pour le blé en 1996 et 2000 (Desbois *et al*., 2013) ne diffèrent pas significativement entre les estimations obtenues en 2006 de celles obtenues en 1996 et 2000. Seules exceptions, l'estimation du décile supérieur (D9) des coûts a significativement augmenté entre 2000 et 2006 pour l'Espagne ainsi que celles des quantiles supérieurs (Q2, Q3 et D9) pour le Royaume-Uni entre 1996 et 2000.

© Société française d'économie rurale | Téléchargé le 05/04/2024 sur www.cairn.info (IP: 83.199.227.154)

Tableau 4. **Lait de vache, estimations des coûts spécifiques pour 1 000 € de produit brut**

Pays	D1	Q1	Q2		Q3	D9	MCP	
Allemagne	271	301	334	[*325 ; 343*]	367	396	363	[*356 ; 371*]
Autriche	193	235	273	[*253 ; 293*]	310	388	305	[*293 ; 318*]
Belgique	227	261	299	[*284 ; 314*]	321	356	303	[*276 ; 330*]
Danemark	436	461	483	[*466 ; 501*]	512	530	497	[*482 ; 512*]
Espagne	267	321	432	[*404 ; 460*]	581	653	442	[*430 ; 454*]
France	214	254	291	[*282 ; 299*]	334	384	306	[*297 ; 314*]
Hongrie	371	366	459	[*360 ; 558*]	546	676	606	[*575 ; 638*]
Italie	269	350	466	[*435 ; 497*]	565	625	442	[*434 ; 450*]
Pays-Bas	221	247	289	[*275 ; 304*]	327	364	288	[*247 ; 329*]
Pologne	224	268	315	[*305 ; 324*]	368	421	330	[*321 ; 340*]
Royaume-Uni	373	432	484	[*463 ; 504*]	522	590	495	[*486 ; 504*]
Suède	386	391	418	[*386 ; 449*]	452	477	425	[*406 ; 444*]

Notes : D1 = 1er décile ; D9 = 9e décile, Q1 = 1er quartile ; Q2 = Médiane ; Q3 = 3e quartile ; MCP = Moindres carrés pondérés ; [InfIC95 ; SupIC95] : InfIC95 = Borne inférieure de l'intervalle de confiance à 95 % ; SupIC95 : borne supérieure de l'intervalle de confiance à 95 %.

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

2. Le lait de vache

Selon Eurostat (2012), la production laitière européenne s'élevait en 2008 à 135 milliards de litres pour un cheptel de 24 millions de vaches laitières. Les pays étudiés figurent parmi les principaux pays producteurs en termes de quantités collectées[14], soit 86 % de la production européenne. La hiérarchie des produits bruts observés au sein du RICA européen apparaît conforme à la hiérarchie des statistiques nationales sur la production laitière, 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.

Comparaison de niveau des échelles distributionnelles

Selon les résultats présentés au *tableau 4* et les tests effectués, les estimations des quantiles conditionnels selon chacun des pays sont croissantes à l'exception des premiers déciles et quartiles de la Suède et de la Hongrie ainsi que des derniers quartiles et déciles du Danemark qui ne se distinguent pas de manière significative. Les profils relativement homogènes comme ceux des estimations quantiles du Danemark et de la Suède (entre 380 et 530 €) se distinguent clairement de profils plus hétérogènes comme ceux de l'Italie et de l'Espagne (entre 260 et 660 €).

Ainsi, la régression quantile permet d'identifier trois types d'échelles 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 Suède, du Royaume-Uni et du Danemark ; et enfin, le troisième aux échelles distributionnelles de coût les plus dispersées (entre 260 € et 680 €), comporte la Hongrie, l'Italie et l'Espagne

Les estimations nationales de coûts spécifiques livrées par (DG-Agri, 2009b)

14. 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 %), l'Autriche (2,0 %) et la Hongrie (1,1 %).

© Société française d'économie rurale | Téléchargé le 05/04/2024 sur www.cairn.info (IP: 83.199.227.154)

pour les exploitations spécialisées « bovins lait »[15] se situent respectivement au niveau du premier décile des exploitations suédoises, du premier quartile des exploitations italiennes et de celui des exploitations du Royaume-Uni, de la médiane des exploitations allemandes et de celle des exploitations autrichiennes, du troisième quartile des exploitations belges et de ceux des exploitations françaises et polonaises.

Structures comparées des échelles distributionnelles

Les distributions nationales des quantiles conditionnels peuvent être classées également selon leur degré d'asymétrie en deux groupes : le premier, constitué par la Belgique, le Danemark, l'Espagne, les Pays-Bas et la Suède, ne présente pas de dissymétrie (compte tenu de la variabilité de l'estimation, la moyenne conditionnelle ne se distingue pas de la médiane conditionnelle) ; le second, constitué par l'Allemagne, l'Autriche, la France, la Hongrie, l'Italie, la Pologne et le Royaume-Uni pour lesquels la médiane conditionnelle, inférieure à l'estimation MCP en moyenne, constitue un meilleur indicateur de la tendance centrale. Pour ce second groupe, l'asymétrie à droite signifie une plus grande dispersion des exploitations par valeurs supérieures aux coûts médians.

Certains de ces pays apparaissent relativement plus homogènes dans leurs estimations quantiles : compte tenu de la variabilité des estimations, les intervalles de confiance à 95 % des différents quantiles estimés se chevauchent pour la Belgique, le Danemark, la Hongrie et la Suède. Inversement pour l'Allemagne et la Pologne, les quantiles estimés peuvent être différenciés sur la base de ces intervalles de confiance, suggérant par là même l'existence de systèmes de production distincts. Ces regroupements permettent de considérer des profils distributionnels similaires partageant des échelles de dispersion voisines (écart interquartile Q3-Q1), comme la Belgique, le Danemark et la Suède (entre 51 € et 61 €) pour élaborer des indicateurs de performance pertinents.

Le positionnement global des échelles de localisation des différents pays peut être précisé par des comparaisons bilatérales visant à opposer des profils de distribution distincts, par exemple ceux d'anciens et nouveaux États membres de l'UE comme dans la comparaison entre Hongrie et Pays-Bas. Bien qu'on ait observé un certain déclin des productions animales en Hongrie, ce pays était identifié par le rapport Bizet (2009) avec la Pologne et la République tchèque, comme l'un des trois nouveaux États membres ayant des potentialités les plus importantes en matière de production laitière et figurait avant la suppression des quotas laitiers comme l'un des principaux contributeurs à la croissance des livraisons européennes de lait avec la Pologne, l'Allemagne et le Danemark. Contrairement aux Pays-Bas où 96 % des producteurs laitiers sont spécialisés, la Hongrie comporte en 2006 une majorité (57 %) de producteurs laitiers non spécialisés (DG-Agri, 2009b).

L'Autriche et l'Italie ont en commun de petites structures productives (40 % ont moins de 10 vaches laitières) et une production de lait en montagne dominante en Autriche et importante en Italie (Perrot *et al.*, 2009), ce qui invite à comparer leurs coûts de production. L'Italie présente des coûts spécifiques de production significativement plus élevés que ceux de l'Autriche pour l'ensemble des processus quantiles étudiés, comme en témoigne l'absence de chevauchement des échelles distributionnelles respectives pour l'ensemble des quantiles supérieurs au premier décile. En outre, les coûts spécifiques des producteurs italiens sont plus hétérogènes que ceux des producteurs autrichiens : d'une

15. Il s'agit des exploitations laitières produisant 50 % ou plus de leur produit brut en lait de vache.

© Société française d'économie rurale | Téléchargé le 05/04/2024 sur www.cairn.info (IP: 83.199.227.154)

part, l'écart interdécile est de 356 € pour l'Italie, au second rang derrière l'Espagne, contre 196 € pour l'Autriche.

L'Espagne présente également des estimations des quantiles supérieurs Q3 et D9 significativement plus élevées. Enfin, Suède et Danemark partagent avec le Royaume-Uni, pour les quantiles inférieurs, des estimations relativement plus élevées que dans les autres pays.

Estimations selon les périodes

Excluant la Pologne et la Hongrie, une comparaison des résultats de 2006 avec ceux obtenus en 1996 et 2000 sur la base des intervalles de confiance des estimations (Desbois *et al.*, 2013) montre que les configurations des distributions nationales des coûts spécifiques du lait témoignent d'évolutions différenciées au cours de cette période décennale. Pour l'Autriche, la France et l'Italie, nous n'enregistrons pas de différences significatives entre ces trois années. Pour l'Allemagne, la Belgique, le Danemark, les Pays-Bas et la Suède, l'année 2000 présente des coûts inférieurs à 1996 et 2006. Pour le Royaume-Uni, les coûts de l'année 2006 sont supérieurs à ceux des années 1996 et 2000. La variation temporelle des estimations de coûts spécifiques du lait reste modérée entre ces périodes, se situant dans un intervalle allant de 100 à 150 € pour 1 000 € de produit brut : pour les systèmes nationaux impactés, elle signale probablement une plus grande dépendance aux aliments. La différenciation temporelle est plus prononcée pour les quantiles d'ordre supérieur (Q3 et D9), comme c'est le cas pour l'Allemagne et les Pays-Bas.

3. Le porc

En 2010, le nombre de porcs abattus dans l'UE-27 s'élève à 302,6 millions de têtes, correspondant à 24,4 % de la production mondiale de viande de porc (Eurostat, 2012). Les pays étudiés figurent parmi les principaux pays producteurs européens en termes de tonnes de carcasses produites[16], soit 80,5 % de la production européenne.

Comparaison de niveau des échelles distributionnelles

L'examen du *tableau 5* révèle que les estimations des 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 MCP de 216 €, 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 paramètres quantiles obtenus se situent dans la fourchette supérieure des estimations de coûts spécifiques générés par la production de porc.

Les niveaux estimés des médianes conditionnelles (Q2) constituent 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 €. Ainsi, peut-on identifier quatre types d'échelles distributionnelles :

i) *premier type* : l'Italie et l'Espagne, présentant une forme similaire (croissance interquantile élevée avec un écart interdécile D1–D9 supérieur à 400 €) malgré des localisations distinctes (la différence minimale entre quantiles respectifs est supérieure à 200 €) ; un tel

16. 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 %).

© Société française d'économie rurale | Téléchargé le 05/04/2024 sur www.cairn.info (IP: 83.199.227.154)

Tableau 5. **Porc, estimations de coûts spécifiques pour 1 000 € de produit brut**

Pays	D1	Q1	Q2		Q3	D9	MCP	
Allemagne	458	511	570	[*557 ; 583*]	629	672	545	[*538 ; 552*]
Autriche	359	404	435	[*414 ; 455*]	464	504	425	[*417 ; 434*]
Belgique	550	569	596	[*584 ; 607*]	643	694	607	[*594 ; 619*]
Danemark	448	478	520	[*507 ; 533*]	576	610	497	[*489 ; 505*]
Espagne	357	427	611	[*536 ; 686*]	775	881	584	[*577 ; 591*]
France	481	512	555	[*540 ; 570*]	583	628	538	[*531 ; 545*]
Hongrie	427	505	620	[*535 ; 706*]	648	695	609	[*594 ; 623*]
Italie	107	168	338	[*253 ; 423*]	569	686	216	[*210 ; 222*]
Pays-Bas	497	540	595	[*577 ; 613*]	648	702	584	[*564 ; 604*]
Pologne	477	547	607	[*595 ; 618*]	664	712	614	[*606 ; 621*]
Royaume-Uni	431	572	616	[*581 ; 650*]	675	764	573	[*558 ; 589*]
Suède	424	461	567	[*516 ; 618*]	589	678	517	[*500 ; 534*]

Notes : D1 = 1er décile ; D9 = 9e décile, Q1 = 1er quartile ; Q2 = Médiane ; Q3 = 3e quartile ; MCP = Moindres carrés pondérés ; [InfIC95 ; SupIC95] : InfIC95 = Borne inférieure de l'intervalle de confiance à 95 % ; SupIC95 : borne supérieure de l'intervalle de confiance à 95 %.

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

résultat s'explique par la coexistence dans ces deux pays de systèmes de production de porc standard à haut niveau d'intrants avec des systèmes extensifs à bas niveaux d'intrants (DG-Agri, 2009c) ;

ii) *deuxième type* : l'Autriche s'oppose au profil distributionnel précédent avec un écart interdécile D1–D9 de 100 €[17] seulement ;

iii) *troisième type* : le Royaume-Uni présentant une échelle distributionnelle à croissance interquantile importante (écart interdécile D1–D9 supérieur à 300 €) ;

iv) *quatrième type*, rassemblant un sous-ensemble de pays à croissance interquantile modérée (écart interdécile D1–D9 compris entre 200 € et 300 €).

Les estimations nationales de coûts spécifiques des exploitations spécialisées – soit produisant 50 % ou plus de leur produit en porc – publiées par les services d'analyse économiques du RICA européen (DG-Agri, 2009a), sont localisées pour les exploitations espagnoles au niveau du troisième quartile et, respectivement pour les exploitations polonaises, au niveau du neuvième décile.

Avec des écarts peu importants, l'estimation médiane et l'estimation MCP s'avèrent très cohérentes avec celles obtenues par Kleinhanss *et al.* (2011) pour la période 2004-2006.

Structures comparées des échelles distributionnelles

Les distributions nationales des quantiles conditionnels peuvent être classées également selon leur degré d'asymétrie en deux groupes : le premier, constitué par la Belgique, la Hongrie, les Pays-Bas, et la Pologne, ne présente pas de dissymétrie (la moyenne ne se distingue pas de la médiane

17. Les niveaux relativement faibles des coûts de production du porc autrichien pourraient résulter d'un biais de sélection relevant d'une composition particulière de l'échantillon autrichien des producteurs de porc. En effet, d'après InterPIG, groupe international d'expertise sur le porc, leurs coûts totaux figurent parmi les plus élevés en Europe, principalement en raison de la faible taille des ateliers de production (InterPIG, 2006).

© Société française d'économie rurale | Téléchargé le 05/04/2024 sur www.cairn.info (IP: 83.199.227.154)

conditionnelle, compte tenu de la variabilité des estimations) ; le second, constitué par l'Allemagne, l'Autriche, le Danemark, l'Espagne, la France, l'Italie, le Royaume-Uni et la Suède pour lesquels la médiane conditionnelle, supérieure à l'estimation MCP en moyenne, constitue un meilleur indicateur de la tendance centrale. Pour ce second groupe, l'asymétrie à gauche signifie une plus grande dispersion des exploitations par valeurs inférieures aux coûts médians.

Compte tenu de la variabilité des estimations, les intervalles de confiance à 95 % des différents quantiles estimés se chevauchent pour la Hongrie, le Royaume-Uni et la Suède, indiquant un groupe de pays présentant des systèmes productifs nationalement homogènes. Inversement pour l'Allemagne et la Pologne, tous les quantiles conditionnels peuvent être différenciés sur la base de ces intervalles de confiance, suggérant la coexistence au sein de ces pays de systèmes de production distincts. Ces regroupements permettent de considérer des profils distributionnels similaires partageant des échelles de dispersion voisines (écart interquartile Q3-Q1), comme l'Allemagne et la Pologne (entre 117 € et 118 €) pour élaborer des tableaux de bord comparatifs qui soient pertinents.

La comparaison bilatérale entre la France et l'Espagne illustre les insuffisances de l'estimation en moyenne conditionnelle. En se limitant à cette estimation, les coûts de production du porc sont jugés supérieurs aux coûts français. Cependant, les quantiles conditionnels espagnols D1 et Q1 sont inférieurs aux quantiles français homologues ; les médianes conditionnelles françaises et espagnoles ne peuvent être distinguées ; les quantiles conditionnels français Q3 et D9 sont inférieurs aux quantiles espagnols homologues. En outre, si les variabilités des estimations MCP espagnoles et françaises apparaissent équivalentes, ce n'est pas le cas pour les quantiles conditionnels : la variabilité d'estimation des quantiles espagnols est plus forte que celles des quantiles français. L'examen des estimations quantiles conduit donc à une conclusion différente : les producteurs porcins espagnols aux quantiles inférieurs de coût disposent d'un avantage comparatif sur leurs homologues français tandis que les producteurs porcins français aux quantiles supérieurs de coût disposent en revanche d'un avantage comparatif sur leurs homologues espagnols.

Ainsi, l'asymétrie plus ou moins grande de la distribution des charges spécifiques aboutit à des distinctions non seulement de niveau mais aussi de structure dans l'allocation de coûts selon les distributions nationales. Dans une telle situation, l'estimation des quantiles conditionnels permet d'établir un diagnostic différencié sur la compétitivité relative des différents systèmes de production nationaux.

Estimations selon les périodes

En comparant les estimations des quantiles conditionnels des coûts spécifiques obtenues en 2006 avec celles obtenues 1996 et 2000 sur les dix pays européens observés pour cette décennie (Desbois *et al.*, 2013), nous concluons sur la base des intervalles de confiance des estimations obtenues pour ces trois périodes à une évolution quelque peu différenciée des distributions nationales des coûts spécifiques pour la production de porcs pour ces périodes. En effet, s'il n'y a pas de différences significatives entre 1996, 2000 et 2006 pour l'Espagne, l'Italie, le Royaume-Uni, et la Suède, nous constatons néanmoins que les coûts 2006 sont inférieurs pour l'Autriche et la France et respectivement supérieurs pour l'Allemagne et les Pays-Bas, aux coûts des années 1996 et 2000. Cependant, ces évolutions demeurent très modérées : les écarts enregistrés pour les mêmes quantiles homologues en 1996 et 2000 sont relativement faibles (moins de 10 % du

© Société française d?économie rurale | Téléchargé le 05/04/2024 sur www.cairn.info (IP: 83.199.227.154)

coût), n'excédant pas 50 € pour 1 000 € de produit brut.

Éléments de discussion

Nous n'excluons pas 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 sont d'importance assez marginale par rapport aux autres ateliers présents sur l'exploitation. Une telle situation semble se produire dans les cas suivants : i) le blé, aux Pays-Bas où il ne constitue qu'une production mineure ; ii) le lait, dont la dispersion des estimations quantiles de coûts spécifiques en Hongrie, Espagne ou Italie, recouvre vraisemblablement celles de structures de production très différentes soit par leur dimension économique, soit par la technologie de production utilisée ; iii) le porc, 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).

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, lié aux autres ateliers, en fonction de la hiérarchie des coûts, induirait soit un biais de sous-estimation (pour des produits d'élevage laitier ou porcin minoritaires par rapport aux produits de grandes cultures au détour de production moins important), soit un biais de surestimation (pour des produits de grandes cultures minoritaires par rapport aux productions 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 *et al.*, 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 le montrent pour le lait de vache les analyses comparant les coûts estimés d'alimentation du bétail systématiquement supérieurs 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) indiquent 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.

Le degré de spécialisation a également un impact sur les coûts spécifiques de production car ils varient en fonction de l'intensité productive et de l'autonomie alimentaire. Ainsi, dans l'Ouest de la France, ils sont plus élevés chez les polyculteurs-éleveurs que chez les éleveurs « bovins-lait » spécialisés, en particulier pour l'aliment du bétail (Perrot *et al.,* 2011). De fait, les logiques d'intensification et de simplification de gestion incitent les exploitants à vendre les céréales et acheter l'aliment industriel plutôt que de réaliser des économies en intrants (par autoconsommation de céréales et de protéagineux, maximisation du pâturage, utilisation de

© Société française d'économie rurale | Téléchargé le 05/04/2024 sur www.cairn.info (IP: 83.199.227.154)

semences fermières) en exploitant la complémentarité des ateliers de polyculture-élevage, comme ceux du bocage vendéen où les coûts spécifiques se situent entre 30 et 40 % du produit brut (Garambois et Devienne, 2012).

La complémentarité entre les ateliers de cultures et l'atelier porcin (porc sur paille, fabrication de l'aliment à la ferme) est désormais promue dans le cadre d'un soutien à la double performance économique et environnementale pour assurer la maîtrise des prix et quantité d'aliments du bétail et pour développer l'autonomie dans la gestion des effluents, bien qu'elle se traduise par des surcoûts en frais d'élevage (Giorgetti et Robin, 2008). Nous estimons les coûts spécifiques des exploitations spécialisées granivores inférieures de 5 à 20 % du produit brut (50 € à 200 €) à ceux des exploitations de polyculture-élevage, à taille comparable. Signalons cependant un effet de gamme bénéfique pour les petites exploitations de polyélevage granivore aux coûts inférieurs de 2 à 19 % du produit brut à ceux des petites exploitations spécialisées en granivores.

Les comparaisons diachroniques avec les estimations quantiles effectuées pour 1996 et 2000 révèlent de manière indicative la sensibilité plus ou moins grande des coûts spécifiques aux fluctuations de prix des intrants et de taux de change selon le degré d'autonomie productive et d'intégration monétaire des systèmes considérés.

*
* *

Sur la base du RICA européen, nous avons testé la faisabilité de la méthodologie d'estimation microéconométrique 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 pour chaque pays mais une distribution nationale des coûts spécifiques de production qui peut-être représentée de façon plus ou moins précise selon un nombre déterminé d'estimations quantiles conditionnelles.

Le travail empirique présenté dans cet article pourrait être prolongé en adoptant une approche économétrique reposant sur la régression quantile appliquée à des données de panel. Dans cette perspective, nous envisageons d'appliquer aux données du RICA la procédure en deux étapes proposée par Canay (2011) pour effectuer des régressions quantiles sur données de panel avec des effets fixes. ■

Cette recherche a bénéficié d'un financement du 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). Le présent texte est issu d'une communication originale présentée aux Journées de Recherche en Sciences Sociales de Nancy en décembre 2015 et n'engage que les auteurs, seuls responsables des éventuelles erreurs ou omissions.

© Société française d'économie rurale | Téléchargé le 05/04/2024 sur www.cairn.info (IP: 83.199.227.154)

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

Angrist J.D., Prischke J. (2009). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton, Princeton University Press,

Aufrant M. (1983). *Les coûts de production des grands produits agricoles : évolution de 1970 à 1978*. INSEE, Archives et Documents n° 64, 246 p.

Barkaoui A., Daniel K., Butault J.P. (2009). Impact territorial de la réforme de la PAC de 2003. Enjeux du découplage. *In* Aubert F., Piveteau V., Schmitt B. (dir.), *Politiques agricoles et territoires*, Paris, Quae, pp. 119-140.

Bizet J. (2009). *Le prix du lait dans les États membres de l'Union européenne*. Rapport d'information n° 481 de la Commission des affaires européennes du Sénat français. Paris, 66 p.

Bozec A., Azard A., Vautier A., Aubry A., Frotin P. (2007). Filières porcs lourds et porcs légers : caractéristiques et débouchés. *TechniPorc*, vol. 30, n° 4, pp. 21-28.

Bureau J.C., Cyncynatus M. (1991). Perspectives d'amélioration de la méthode d'estimation des coûts de production. *Actes et Communications n° 5*, INRA-INSEE, Paris, pp. 33-61.

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.

Cameron A.C., Trivedi P.K. (2006). *Microeconometrics. Methods and Applications*. Cambridge, Cambridge University Press.

Canay I.A. (2011). A Simple Approach to Quantile Regression for Panel Data. *Econometrics Journal*, vol. 14, pp. 368-386.

Carpentier A., Letort E. (2011). Accounting for Heterogeneity in Multicrop Micro-Econometric Models: Implications for Variable Input Demand Modeling. *American Journal of Agricultural Economics,* vol. 94, n° 1, pp. 209-224.

Chantry E. (2003). Le Réseau d'information comptable agricole (RICA). Un outil unique de connaissance des agricultures européennes. *Notes et Études documentaires*, n° 18, pp. 9-17.

Desbois D., Butault J.-P., Surry Y. (2013). *Quantile Regression Estimates of Cost of Production Using FADN Data*. FACEPA Deliverable n° D8.2, 73 p.

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, 3es journées de recherches en sciences sociales,* 9-11 décembre, INRA – SFER – CIRAD, Montpellier, France.

DG-Agri (2009a). *Production Costs and Margins of Pig Fattening Farms*. Unit L3, 2008 Report, February, 59 p.

DG-Agri (2009b). *EU Dairy Farms Economics*. Unit L3, 2008 Report, March, 77 p.

DG-Agri (2009c). *EU Cereal Farms Economics*. Unit L3, 2008 Report, June, 93 p.

Dixon B.L., Batte M.T., Sonka S.T. (1984). Random Coefficients Estimation of Average Total Product Costs for Multiproduct Firms. *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 2, n° 4, pp. 360-366.

Errington A.J., Jones P., Giles A.K., Hallam D., Midmore P., Tranter R.B. (1992). *Enterprise Gross Margin Determination and Forecasting*, Final Report to DGVI, Commission of the European Communities, Department of Agricultural Economics and Management, University of Reading, UK.

Eurostat (2012). *Agriculture, Fishery and Forestry Statistics, Main Results – 2010-11*, 221 p.

Garambois N., Devienne S. (2012). Les systèmes herbagers économes. Une alternative de développement agricole pour l'élevage bovin laitier dans le Bocage vendéen ? *Économie rurale*, n° 330-331, pp. 56-72.

© Société française d'économie rurale | Téléchargé le 05/04/2024 sur www.cairn.info (IP: 83.199.227.154)

Giorgetti J., Robin P. (2008). *Éléments de comparaison du coût de revient et des émissions gazeuses de l'engraissement de porcs sur litière et sur caillebotis*. Réseau Cohérence, Plérin, 74 p.

He X., Hu F. (2002), Markov Chain Marginal Bootstrap. *Journal of the American Statistical Association*, vol. 97, pp. 783-795.

Hornbaker R.H., Dixon B.L., Sonka S.T. (1989). Estimating Production Activity Costs for Multioutput Firms with a Random Coefficient Regression Model. *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 71, n° 1, pp. 167-177.

InterPIG (2006). *2006 InterPIG Results of Pork Production Costs Analysis.* http://www.schweine.net/news-gb/2006-interpig-results-of-pork-production-costs-ana.html.

Kleinhanss W., Offermann F., Butault J.P., Surry Y. (2011). *Cost of Production Estimates for Wheat, Milk and Pig on Selected EU Member States*. Braunschweig: von Thünen Institute of Farm Economics, 07/11, 67 p.

Koenker R. (2005). *Quantile Regression*. Cambridge, Cambridge University Press.

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.

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, pp. 21-23.

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, INSEE, Paris, 22 p.

Léon Y., Peeters L., Quinqu M., Surry Y. (1999). The Use of the Maximum Entropy Method to Estimate Input-Output Coefficients from Regional Farm Accounting Data. *Journal of Agricultural Economics*, vol. 50, n° 3, pp. 425-439.

Midmore P. (1990). Estimating Input-Output Coefficients from Regional Farm Data: A Comment. *Journal of Agricultural Economics*, vol. 41, n° 1, pp. 108-111.

Perrot C., Derville M., Monniot C., Richard M. (2009). Le lait dans les montagnes européennes. Un symbole menacé. *Rencontres Recherche Ruminants*, n° 16, pp. 215-218.

Perrot C., Caillaud D., Chambaut H. (2011). *Économies d'échelle et économies de gamme en élevage bovin laitier*. Paris, Institut de l'Élevage, 126 p.

Saporta G. (2011). *Probabilité, analyse des données et statistique*. Paris, Technip, 3e éd.

Wooldridge J.M. (2015). Control Function Methods in Applied Econometrics. *Journal of Human Resources*, vol. 50, n° 2, pp. 420-445.

© Société française d'économie rurale | Téléchargé le 05/04/2024 sur www.cairn.info (IP: 83.199.227.154)