Application du critère d'entropie à l'allocation des coûts : une analyse empirique des estimations des coûts des engrais pour les pays européens

Dominique Desbois

UMR PSAE, INRAE-AgroParisTech, Paris-Saclay Université

Résumé :

La décision d'adopter l'une ou l'autre des alternatives de gestion durable des terres ne doit pas se baser uniquement sur leurs avantages respectifs en termes d'atténuation du changement climatique, mais également sur les performances des systèmes productifs utilisés par les exploitations agricoles, en évaluant leurs impacts environnementaux à travers le coût des ressources spécifiques utilisées.

Cette communication utilise le critère de la maximisation de l'entropie généralisée (MEG) afin d'estimer les coûts de fertilisation de productions spécifiques en agriculture, en tant que substitut des coûts internes d'érosion du sol. Après avoir rappelé le cadre conceptuel de l'estimation des coûts de production agricole (Desbois, 2015), nous présentons le modèle de données empiriques, l'approche de régression entropique et les outils utilisés pour obtenir des typologies de pays européens basées sur les distributions conditionnelles des estimations empiriques du coût des engrais.

Suivant Léon *et al.* (1999), nous utilisons le critère la méthode du maximum d'entropie généralisée (MEG - Gollan, Judge et Miller, 1996) pour estimer le modèle empirique suivant :

$$x_l^i = \sum_{k=1}^{K} \beta_k^i y_l^k + \varepsilon_l^i \qquad (1)$$

pour l' intrant *i* et les pays *l= 1, ...* , L où x_l^i désigne la dépense du pays *l* en intrant *i* et y_l^k la valeur du bien *k* produit par le pays *l*, , le coefficient de régression β_k^i indique la consommation intermédiaire en intrant *i* afin de produire une unité de valeur du bien *k*, le terme ε_l^i étant un aléas spécifique à l'intrant *i* et au pays *l*.

L'estimation MEG permet l'introduction de restrictions du type suivant :

$$\sum_{i=1}^{I} \beta_k^i = 1 \qquad (2)$$

qui dérive de l'identité comptable équilibrant dépenses et recettes pour chaque bien *k* produit dans un pays *l* $\left(\sum_{i=1}^{I} x_l^i = \sum_i \sum_{k=1}^{K} \beta_k^i y_l^k = \sum_k \left(\sum_i \beta_k^i\right) y_l^k = \sum_{k=1}^{K} y_l^k\right)$,

ainsi que la non-négativité des coefficients de régression ($\beta_k^i \geq 0$) quel que soit les dépenses en intrants ($x_l^i \geq 0$) comme conditionnement de l'estimation.

Par re-paramétrisation des coefficients β_k^i et des aléas ε_l^i, il s'ensuit :

i) pour les coefficients techniques

$$\beta_k^i = \sum_{m=1}^{M} z_m p_{ik}^m \text{, pour } i = 1, \ldots, I \text{ et } k = 1, \ldots, K, \qquad (3)$$

où z_m désigne les points du support de dimension M pour les coefficients de régression β_k^i et p_{ik}^m sont les probabilités associées ;

(ii) pour les aléas

$$\varepsilon_l^i = \sum_{n=1}^{N} v_n w_{il}^n \text{, pour } i = 1, \ldots, I \text{ et } l = 1, \ldots, L \qquad (4)$$

où v_n désigne les points de la grille de dimension N pour la variable aléatoire ε_l^i, et w_{il}^n sont les probabilités associées.

Les coefficients β_k^i et les aléas ε_l^i sont estimés comme solution optimale de l'équation

$$\max_{(p,w)}\left\{H = -\sum_{m=1}^{M} p_{ik}^m \ln p_{ik}^m - \sum_{n=1}^{N} w_{il}^n \ln w_{il}^n\right\}$$, pour chaque triplet (*i*, *k*, *l*) (5)

sous les contraintes suivantes :

$$x_l^i = \sum_{k=1}^{K} \beta_k^i y_l^k + \varepsilon_l^i = \sum_{k=1}^{K}\left(\sum_{m=1}^{M} z_m p_{ik}^m + \sum_{n=1}^{N} v_n w_{il}^n\right)$$ pour tout *i* et *l* (5.1)

$$\sum_{i=1}^{I} \beta_k^i = \sum_{i=1}^{I} z_m p_{ik}^m = 1$$ pour tout *k* et *m* (5.2)

$$\sum_{m=1}^{M} p_{ik}^m = 1$$ pour tout *i* et *k* (5.3)

$$\sum_{n=1}^{N} w_{il}^n = 1$$ pour tout *i* et *l* (5.4)

L'équation 5.1 garantie que les valeurs optimales pour les coefficients β_k^i et les aléas ε_l^i suivent le modèle (1).

L'équation 5.2 représente la contrainte comptable liant les coefficients de régression.

Les équations 5.3 et 5.4 dérivent de la définition probabiliste des pondérations du support et de la grille.

Pour les coefficients β_k^i , l'indicateur normalisé d'entropie $S(\hat{p})$ est défini comme suit :

$$S(\hat{p}) = -\sum_{m=1}^{M} (p_{ik}^m \ln p_{ik}^m)/(KI \ln M)$$ quels que soient *i* et *k* (6)

où $S(\hat{p}) \in [0,1]$.

Pour les aléas ε_l^i, l'indicateur normalisé d'entropie $S(\widehat{w})$) est défini comme suit :

$$S(\widehat{w}) = -\sum_{n=1}^{N} (w_{il}^n \ln w_{il}^n)/(IL \ln N)$$ quels que soient *i* et *l* (7)

où $S(\widehat{w}) \in [0,1]$.

La sélection du modèle optimal s'effectue pour les coefficients correspondant aux valeurs maximales de l'indicateur d'entropie normalisé.

L'analyse comparative des résultats économétriques pour les principaux produits entre les pays européens illustre la pertinence de cette approche pour les comparaisons internationales basées sur leur productivité spécifique en intrants.

Mots-clefs : coûts de production, entropie généralisée, modèle entrée-sortie, engrais, érosion des sols, pays européens

Références

Desbois D. (2015) *Estimation des coûts de production agricoles : approches économétriques*. Thèse supervisée par J.C. Bureau et Y. Surry, ABIES-AgroParisTech, Paris, 2015.

Golan, A., Judge, G., Miller, D. (1996) *Maximum Entropy Econometrics: Robust Estimation with Limited Data*. New-York: John Wiley.

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

Crédit : les recherches qui ont conduit à ces résultats ont été financées par l'Agence Nationale de la Recherche française dans le cadre du programme CLAND (ANR-16-CONV-0003).