
**COÛT VARIABLE ET RENDEMENTS D'ECHELLE
ET DE DENSITE DANS LES ACTIVITES DE
DISTRIBUTION D'ELECTRICITE EN ALGERIE
VARIABLE COST AND RETURNS TO SCALE AND
DENSITY IN ELECTRICITY DISTRIBUTION
ACTIVITIES IN ALGERIA**

Messaoud ZEROUTI *

Ecole Nationale Supérieure de Management (Algérie)
zerouti.messaoud@gmail.com

<i>Date de Réception :</i> 26 /09/2020	<i>Date d'acceptation :</i> 25/12/ 2020	<i>Date de Publication:</i> 03/07/2021
---	--	---

Abstract:

Based on a Translog variable cost function, this paper analyzes production technology in electricity distribution activities in Algeria. To do this, we estimated the parameters of the cost of production function using an econometric model of type SUR as well as the resulting scale and density yields. The results show that the current size of the 58 electricity distribution concessions in Algeria is not optimal. We must therefore go to smaller concessions to improve the operation of electricity networks.

Keywords : Electricity distribution in Algeria, Translog cost function, SUR model, scale and density efficiencies, panel data.

JEL Classification Codes : C-33, C-51, L-94

Résumé :

A partir d'une fonction de coût variable de type translog, ce papier analyse la technologie de production dans les activités de distribution d'électricité en Algérie. Pour ce faire, nous avons estimé les paramètres de la fonction de coût de production à l'aide d'un modèle économétrique de type SUR ainsi que les rendements d'échelle et de densité qui en découlent. Les résultats montrent que la taille actuelle des 58 concessions de distribution d'électricité en Algérie n'est pas optimale. Il faut donc aller vers des

*** Auteur Correspondant**

concessions de plus petites tailles afin d'améliorer l'exploitation des réseaux électriques.

Mots clés : Distribution d'électricité en Algérie, fonction de coût translog, modèle SUR, rendements d'échelle et de densité, données de panel.

Code de classification Jel : C-33, C-51, L-94

1- Introduction :

L'adoption de loi 02/01 du 05 février 2002 relative à l'électricité et à la distribution du gaz naturel par canalisation, a inscrit le secteur d'énergie électrique en Algérie dans une nouvelle dynamique. En effet, la production et la commercialisation sont ouvertes à la concurrence et à l'investissement privé, quant au transport et la distribution restent des monopoles (naturels).

Dans de nombreux pays de par le monde, les activités de distribution d'électricité sont assurées par des monopoles locaux. A cet effet, les pouvoirs publics confient à un seul opérateur (publiques, privés ou PPP¹) la gestion et l'exploitation de ces activités en réseau.

En Algérie, les activités de distribution d'électricité sont confiées à 58 concessions² réparties sur le territoire national et ce, en application du décret exécutif 08-114 du 9 avril 2008 fixant les modalités d'attribution et de retrait des concessions de distribution de l'électricité et du gaz.

L'objet de ce papier est l'estimation d'une fonction de coût hédonique à court terme des activités de distribution d'électricité en Algérie ainsi que l'évaluation des rendements d'échelle et de densité qui en découlent. Pour ce faire, nous allons procéder en trois temps. Dans un premier temps, nous focaliserons nos propos sur les fondements théoriques de la fonction de coût (section 2). Après avoir présenté le soubassement théorique du modèle économétrique de type SUR (section 3), nous allons estimer les paramètres de la fonction de coût de production ainsi que les rendements d'échelle et de densité dans les activités de distribution d'électricité en Algérie (section 4).

2- Fondements théoriques de la fonction de coût :

¹Partenariat public privé.

² Il est à noter que ces concessions sont toutes des filiales de la Sonelgaz et elles sont actuellement au nombre de 48, soit une concession par wilaya.

2-1. Caractéristiques théoriques de la fonction de coût :

La fonction de coût mesure le coût minimal de production d'un niveau déterminé d'output pour des prix d'inputs donnés. On peut écrire cette fonction sous la relation suivante :

$$C(y, P) = \text{Min} \sum P_i x_i. \text{ Sous condition : } y = f(X_1, X_2, \dots, X_n).$$

Où : C : fonction de coût, y : Niveau d'output, P_i : vecteur des prix d'inputs, X_i : vecteur des quantités utilisées des « n » facteurs de production et f : fonction de production.

La fonction de coût a les propriétés suivantes :

- Non décroissante par rapport aux prix de production ;
- Continue, concave en « P_i » et homogène de degré « 1 » par rapport à " P_i ".

La théorie de la dualité conçue principalement par Hotelling (1932) et Shepard (1953), permet de montrer l'équivalence entre la représentation de la technologie d'une entreprise (fonction de production) et sa fonction de coût. Autrement dit, la fonction de coût synthétise toutes les informations relatives à la technologie de production et inclut par définition une hypothèse comportementale qui est la minimisation du coût.

Selon Evrard et Lejeune (1998), la théorie de la dualité énonce les conditions sous lesquelles un processus technologique peut être indifféremment représenté par une fonction de transformation ou par une fonction de coût.

En effet, puisque les deux fonctions contiennent les mêmes informations, donc le choix de l'estimation de l'une ou l'autre forme n'est pas fortuit et il dépend essentiellement des hypothèses retenues quant au *caractère exogène* pour la firme. Dans les activités de distribution d'électricité, c'est l'output qui présente le caractère exogène³ et conformément à la théorie économique, seule la représentation sous la forme d'une fonction de coût peut être estimée valablement.

Le recours à une fonction de coût hédonique peut être justifié par deux motifs : d'une part, cette approche constitue un moyen commode pour prendre en compte le caractère multidimensionnel de l'output du secteur. D'autre part, dans les secteurs basés sur l'utilisation d'un réseau

³Les concessions de distribution d'électricité sont en situation de monopole (local) et elles ont l'obligation de satisfaire la demande en énergie électrique et ce, conformément aux principes du service public : continuité, égalité et adaptabilité.

(infrastructure de réseau) la distinction entre les rendements d'échelles et les rendements de densité est essentielle.

Par ailleurs, la mesure des rendements d'échelle constitue un moyen efficace pour l'évaluation d'une politique d'intégration horizontale du secteur. En effet, elle indique les gains théoriques potentiels, en termes de coût moyen, que l'on peut attendre d'un accroissement ou une diminution de la taille de la firme.

En outre, la mesure des rendements de densité révèle l'impact probable sur les coûts moyens dû à l'accroissement de la consommation d'énergie des usagés.

Dans ces conditions, la fonction de coût variable s'écrit comme suit :

$$CV = f(P_i, K, O_i, Z_i) \dots \dots \dots (1)$$

Avec $CV = \sum_{i=1}^2 P_i X_i$. Où CV : Coût variable, P_i : les prix moyen des facteurs de production (P_L prix moyen du travail et P_E prix moyen des achats d'énergie) et X_i les quantités des facteurs de production, O_i représentent les indicateurs d'output physique (Y : Le volume d'énergie délivré, N : nombre d'abonnés), K : le facteur capital quasi-fixe (longueur de réseau de distribution d'électricité) et Z_i désignent les variables d'environnement caractérisant l'hétérogénéité observée entre opérateurs.

2-1. Rendements d'échelle et de densité:

Les définitions des rendements d'échelle (RE) et des rendements de densité (RD) citées ci-dessus sont basées sur les propriétés de la fonction de production. Dans le cadre de la théorie de la dualité, ces mesures peuvent, d'une façon réciproque, être dérivées de la fonction de coût variable. Caves et al. (1981) Ont démontré que :

$$RE = \left(1 - \frac{\partial \log CV}{\partial \log K}\right) \left(\frac{\partial \log CV}{\partial \log Y} + \frac{\partial \log CV}{\partial \log N}\right)^{-1} \dots \dots \dots (2)$$

Lorsque la valeur de RE est supérieure, égale ou inférieure à 1, les rendements d'échelle sont respectivement croissants (économie d'échelle), constant ou décroissants (déséconomie d'échelle).

Quant au rendement de densité, nous avons la formule suivante :

$$RD = \left(1 - \frac{\frac{\partial \log CV}{\partial \log K}}{\frac{\partial \log CV}{\partial \log N}}\right)^{-1} \dots\dots\dots (3)$$

Lorsque la valeur de RD est supérieure, égale ou inférieure à 1, les rendements de densité sont respectivement croissants, constants ou décroissants.

Il est à noter que ces élasticités (RE et RD) correspondent aux élasticités de long terme si le processus de production sous-jacent est homothétique ou la quantité du facteur quasi-fixe (la longueur de réseau) est ajustée d'une manière optimale à court terme.

3- Modélisation économétrique :

3-1. La spécification d'une fonction de coût :

La modélisation économétrique du processus technologique dans les activités de distribution d'électricité en Algérie nécessite la spécification d'une forme fonctionnelle.

En effet, la forme fonctionnelle flexible la plus couramment utilisée, et que nous retiendrons par la suite dans notre étude, est la forme flexible de type Translog et son écriture mathématique est la suivante :

$$\begin{aligned} \log CV = & \beta_0 + \beta_L \log P_L + \beta_E \log P_E + \frac{1}{2} \beta_{LL} (\log P_L)^2 + \frac{1}{2} \beta_{EE} (\log P_E)^2 + \beta_{LE} \log P_L \log P_E + \\ & \beta_Y \log Y + \beta_N \log N + \beta_K \log(K) + \frac{1}{2} \beta_{YY} (\log Y)^2 + \frac{1}{2} \beta_{NN} (\log N)^2 + \frac{1}{2} \beta_{KK} (\log k)^2 + \\ & \beta_{EY} \log P_E \log(Y) + \beta_{EN} \log P_E \log(N) + \beta_{EK} \log P_E \log(K) + \beta_{YL} \log(Y) \log P_L + \\ & \beta_{NL} \log(N) \log P_L + \beta_{KL} \log(K) \log P_L + \beta_{YN} \log(Y) \cdot \log(N) + \beta_{yK} \log(Y) \cdot \log(K) + \\ & \beta_{NK} \log(N) \cdot \log(K) + \beta_t T + \frac{1}{2} \beta_{tt} T^2 + \beta_{Et} \log P_E \log(t) + \beta_{tL} \log(t) \log P_L + \beta_{ty} T \cdot \log(Y) + \\ & \beta_{tN} T \cdot \log(N) + \beta_{tK} T \cdot \log(K) + \beta_G \log(G) + \beta_P \log(P) + \frac{1}{2} \beta_{PP} (\log P)^2 + \\ & \frac{1}{2} \beta_{GG} (\log G)^2 + \beta_{PG} \log(P) \cdot \log(G) + \beta_{EP} \log P_E \log(P) + \beta_{EG} \log P_E \log(G) + \\ & \beta_{PL} \log(P) \log P_L + \beta_{GL} \log(G) \log P_L + \beta_{TP} T \cdot \log(P) + \beta_{tG} T \cdot \log(G) + \beta_{YP} \log(Y) \log(P) + \\ & \beta_{NP} \log(N) \log(P) + \beta_{KP} \log(K) \log(P) + \beta_{yG} \log(Y) \cdot \log(G) + \beta_{GK} \log(G) \cdot \log(K) + \\ & \beta_{GN} \log(G) \cdot \log(N) + \varepsilon_{CVit} \dots\dots\dots (4) \end{aligned}$$

Où log : le logarithme décimal, β_i se sont les paramètres du modèle à estimer, CV est le coût variable, P_E et P_L sont les prix des facteurs de production travail et achats d'énergie respectivement, Y est

la mesure du volume d'énergie délivré, N est le nombre d'abonnés, K est l'input quasi-fixe représenté par la longueur de réseau de distribution d'électricité, T est l'indicateur temporel⁴. En plus de ces variables d'inputs et d'outputs nous avons ajouté deux facteurs d'environnement⁵ caractérisant l'hétérogénéité observée entre opérateurs et ε_{CVit} : est le terme d'erreur de la fonction de coût.

En application du lemme de Shephard, les parts de facteurs de productions s'obtiennent avec la formule suivante :

$$\frac{\partial \text{Log} CV}{\partial \text{Log} P_i} = \frac{P_i x_i}{CV} = S_i \quad i \in \{E, L\} \dots \dots \dots (5)$$

Où x_i est la quantité optimale du facteur i qui va être utilisée dans le processus de production, par ailleurs S_i est l'équation de part du coût variable qui vérifie la somme égale à l'unité ($\sum S_i = S_E + S_L = 1$)⁶.

D'une façon plus détaillée, les parts des facteurs de production s'écrivent comme suit :

$$S_E = \frac{\partial \text{Log} CV}{\partial \text{Log} P_E} = \beta_E + \beta_{EL} \log P_L + \beta_{EE} \log P_E + \beta_{EY} \log(Y) + \beta_{EN} \log(N) + \beta_{EK} \log(K) + \beta_{Et} \log(t) + \beta_{EP} \log(P) + \beta_{EG} \log(G) + \varepsilon_{SL} \dots \dots \dots (6)$$

$$S_L = \frac{\partial \text{Log} CV}{\partial \text{Log} P_L} = \beta_L + \beta_{EL} \log P_E + \beta_{LL} \log P_L + \beta_{YL} \log(Y) + \beta_{NL} \log(N) + \beta_{KL} \log(K) + \beta_{tL} \log(t) + \beta_{PL} \log(P) + \beta_{GL} \log(G) + \varepsilon_{SL} \dots \dots \dots (7)$$

Puisque la somme des équations de part des facteurs est égale à l'unité, nous aurions un système avec une équation linéaire en fonction des autres. Pour résoudre le problème de singularité de la matrice de variance-covariance des termes de perturbation, il faut abandonner une des équations des parts de facteurs.

Comme mentionné ci-dessus, une fonction de coût doit satisfaire certaines propriétés, notamment celles de la concavité et de l'homogénéité de degré 1 par rapport aux prix des facteurs de

⁴ Il est à noter que cette fonction inclut également un terme de tendance (*trend*) quadratique capturant les chocs temporels affectant les activités de distribution d'électricité durant la période d'étude.

⁵ Ces variables d'environnements sont: le taux de perte d'énergie sur le réseau (P) et la part des grands consommateurs par rapport à la consommation totale d'énergie (G).

⁶ S_E et S_L représentent respectivement les parts des facteurs achats d'énergie (E) et de travail (L).

production. En effet, la condition d'homogénéité de degré 1 est respectée si et seulement si les contraintes suivantes sur les paramètres sont satisfaites :

$$\beta_E + \beta_L = 1 \text{ et } \beta_{EL} + \beta_{LL} = \beta_{EE} + \beta_{EL} = \beta_{EY} + \beta_{YL} = \beta_{EN} + \beta_{NL} = \beta_{EK} + \beta_{KL} = \beta_{Et} + \beta_{tL} = \beta_{EP} + \beta_{PL} = \beta_{EG} + \beta_{LG} = 0 \dots\dots\dots (8)$$

Quant à la contrainte de concavité⁷ par rapport au prix des inputs est respectée si :

$$\beta_{EE} - S_E + S_E^2 \leq 0 \dots\dots\dots (9)$$

La contrainte d'homogénéité⁸ est facile à respecter, en imposant tout simplement les restrictions (8) dans les deux équations (4) et (6). En effet, les contraintes(8) sur les paramètres peuvent être réécrites comme suit :

$$\beta_L = 1 - \beta_E, \beta_{LL} = \beta_{EE}, \beta_{EL} = -\beta_{EE}, \beta_{YL} = -\beta_{EY}, \beta_{NL} = -\beta_{EN}, \beta_{KL} = -\beta_{EK}, \beta_{tL} = -\beta_{Et}, \beta_{PL} = -\beta_{EP}, \beta_{LG} = -\beta_{EG} \dots\dots\dots (10)$$

Le remplacement des restrictions (10) dans les équations (4) et (6) donne les deux équations suivantes :

$$\begin{aligned} \log\left(\frac{CV}{P_L}\right) = & \beta_0 + \beta_E \log\left(\frac{P_E}{P_L}\right) + \beta_Y \log Y + \beta_N \log N + \beta_K \log(K) + \frac{1}{2} \beta_{EE} \left(\log\left(\frac{P_E}{P_L}\right)\right)^2 + \\ & \frac{1}{2} \beta_{YY} (\log Y)^2 + \frac{1}{2} \beta_{NN} (\log N)^2 + \frac{1}{2} \beta_{KK} (\log k)^2 + \beta_{EY} \log(Y) \log\left(\frac{P_E}{P_L}\right) + \\ & \beta_{EN} \log(N) \log\left(\frac{P_E}{P_L}\right) + \beta_{EK} \log(K) \log\left(\frac{P_E}{P_L}\right) + \beta_{YK} \log(Y) \cdot \log(K) + \beta_{NK} \log(N) \cdot \log(K) + \\ & \beta_{tY} T \cdot \log(Y) + \beta_{tN} T \cdot \log(N) + \beta_{tK} T \cdot \log(K) + \beta_{Et} \log(t) \log\left(\frac{P_E}{P_L}\right) + \beta_t T + \frac{1}{2} \beta_{tt} T^2 + \\ & \beta_P \log(P) + \beta_G \log(G) + \frac{1}{2} \beta_{PP} (\log P)^2 + \frac{1}{2} \beta_{GG} (\log G)^2 + \beta_{PG} \log(P) \cdot \log(G) + \\ & \beta_{EP} \log\left(\frac{P_E}{P_L}\right) \log(P) + \beta_{EG} \log\left(\frac{P_E}{P_L}\right) \log(G) + \beta_{tP} T \cdot \log(P) + \beta_{tG} T \cdot \log(G) + \\ & \beta_{YP} \log(Y) \log(P) + \beta_{NP} \log(N) \log(P) + \beta_{KP} \log(K) \log(P) + \beta_{YG} \log(Y) \log(G) + \\ & \beta_{GK} \log(G) \cdot \log(K) + \beta_{GN} \log(G) \cdot \log(N) + \varepsilon_{CVit} \dots\dots\dots (11) \end{aligned}$$

Le coefficient 1/2 ne s'applique qu'aux termes élevés au carré.

$$\begin{aligned} S_E = & \beta_E + \beta_{EE} \text{Log}\left(\frac{P_E}{P_L}\right) + \beta_{EY} \log(Y) + \beta_{EN} \log(N) + \beta_{EK} \log(K) + \beta_{Et} \log(t) + \\ & \beta_{EP} \log(P) + \beta_{EG} \log(G) + \varepsilon_{SE} \dots\dots\dots (12) \end{aligned}$$

⁷Suivant l'usage qui consiste à vérifier cette contrainte à *posteriori*.
⁸L'homogénéité peut également être respectée en divisant le coût variable et les prix des facteurs par le prix de l'un des facteurs pris arbitrairement.

3-2. Méthode d'estimation des rendements d'échelle et de densité :

Compte tenu de cette dernière forme fonctionnelle de la fonction de coût variable, les rendements d'échelle et de densité des usagers se notent comme suit :

$$RE = \frac{1-E_K}{E_Y+E_N} \dots \dots \dots (13)$$

$$RD = \frac{1-E_K}{E_N} \dots \dots \dots (14)$$

Tel que :

$$E_K = \frac{\partial \log(\frac{CV}{P_L})}{\partial \log(K)} = \beta_K + \beta_{kk} \log(K) + \beta_{EK} \log\left(\frac{P_E}{P_L}\right) + \beta_{yk} \log(Y) + \beta_{Nk} \log(N) + \beta_{tk} T + \beta_{kP} \log(P) + \beta_{kG} \log(G) \dots \dots \dots (15)$$

$$E_Y = \frac{\partial \log(\frac{CV}{P_L})}{\partial \log(Y)} = \beta_Y + \beta_{yy} \log Y + \beta_{EY} \log\left(\frac{P_E}{P_L}\right) + \beta_{yk} \log(K) + \beta_{ty} T + \beta_{yP} \log(P) + \beta_{yG} \log(G) \dots \dots \dots (16)$$

$$E_N = \frac{\partial \log(\frac{CV}{P_L})}{\partial \log(N)} = \beta_N + \beta_{NN} \log N + \beta_{EN} \log\left(\frac{P_E}{P_L}\right) + \beta_{Nk} \log(K) + \beta_{tN} T + \beta_{NP} \log(P) + \beta_{GN} \log(G) \dots \dots \dots (17)$$

Pour que les indicateurs (13) et (14) correspondent aux rendements d'échelle et de densité de *long terme*, il faut que la fonction de coût variable soit homothétique. Cela conduit à vérifier si les prix des facteurs de production et les niveaux de production sont indépendants. Sur le plan pratique, cela consiste à tester si les paramètres des termes croisés de ces variables sont égaux à zéro⁹.

3-3. Méthode d'estimation des paramètres du modèle :

⁹Si le processus de production sous-jacent est homothétique, on doit avoir : $\beta_{EY} = \beta_{EN} = 0$. Nous vérifierons à l'aide du test de Wald cette hypothèse de nullité des deux paramètres à posteriori.

Le système d'équation formé par (11) et (12) peut être réécrit, en empilant correctement les variables, comme suit :

$$\begin{pmatrix} \log\left(\frac{CV}{PL}\right) \\ s_E \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X_{it}^{CV} \\ X_{it}^S \end{pmatrix} * \beta + \begin{pmatrix} \varepsilon_{it}^{CV} \\ \varepsilon_{it}^S \end{pmatrix} \dots\dots\dots (18)$$

Avec : les indices i et t présentent respectivement la firme i et la période t. X_{it}^{CV} est le vecteur des variables explicatives agissant sur le coût variable dans l'équation (11), X_{it}^S est le vecteur ligne composé des zéro et des variables explicatives de part des achats d'énergie dans le coût variables, β est le vecteur des paramètres¹⁰ du modèle à estimer. Quant aux ε_{it}^{CV} et ε_{it}^S sont les termes d'erreurs associées à chaque équation.

Afin d'améliorer l'efficacité de l'estimation et de remédier au problème de multi-colinéarité des variables explicatives. La solution typique consiste à augmenter le nombre de degré de liberté par une estimation simultanée de la fonction de coût avec une équation de parts des prix en utilisant la méthode SUR¹¹ développé par Zellner (1962). En outre, cette dernière permet de prendre en considération la corrélation entre les termes d'erreurs des deux équations. Nous faisons aussi l'hypothèse que ces termes d'erreurs sont indépendants et identiquement distribués d'espérance nulle et des covariances (non homoscedastique) entre les équations. En plus, Cette méthode fournit des estimateurs convergents sous l'hypothèse de non corrélation entre les termes aléatoires et les effets individuels ainsi qu'avec les variables explicatives.

Le système d'équation peut s'écrire sous la forme compacte suivante :

$$Y = X \beta + \varepsilon \dots\dots\dots$$

.... (19)

Où : Y le vecteur colonne des variables dépendantes, X la matrice des variables indépendantes correctement empilées, β : le vecteur

¹⁰ Il est à noter que ce vecteur de paramètres n'est pas contraint, puisque les contraintes inter-équations sont prises en compte dans l'empilement des variables explicatives.

¹¹ L'abréviation SUR désigne : SeeminglyUnrelatedRegression. Pour plus de détails sur le modèle ainsi que la méthode d'estimation le lecteur pourra se référer à Magnus (1982).

colonne des paramètres à estimer et ε est le vecteur colonne des termes d'erreurs des deux équations.

4- Application aux activités de distribution d'électricité en Algérie :

4-1- Présentation des variables :

Comme il s'agit d'un modèle économétrique à plusieurs équations de type SUR, nous avons mobilisé deux variables dépendantes, à savoir : le coût variable¹² et la part des achats d'énergie. Quant aux variables explicatives, nous avons le ratio prix moyen des achats d'énergie sur le prix moyen du travail, la longueur du réseau (K), le volume d'énergie vendu (Y), le nombre d'abonnés (N), la tendance (t) ainsi que deux variables d'environnements caractérisant l'hétérogénéité observée entre opérateurs ; à savoir : le taux de perte sur le réseau et l'importance des grands consommateurs.

Tableau 1 : Variables mobilisé mobilisée dans le modèle SUR :

Symbole	Intitulés complets des variables	Signe
CV	Coût variable « Coût d'exploitation »	
	Variables d'inputs	
P_L	Prix moyen du travail	+
P_E	Prix moyen des achats d'énergie électrique	+
K	Capital : Longueur du réseau	+
	Outputs physiques	
Y	Quantité d'énergie électrique délivrée	+
N	Nombre d'abonnés	+/-
	Variables environnementales ou	
P	Pertes d'énergie sur le réseau.	+
G	Proportion d'énergie distribuée aux grands consommateurs.	-
T	Tendance	+/-

Source : Etabli par nous même

4-2- Résultats d'estimation des paramètres du modèle économétrique :

Afin d'estimer les paramètres du système composé des deux équations (11) et (12), nous choisissons une approximation de second

¹² Cette variable est représentée par les coûts d'exploitation qui couvre la masse salariale globale et le montant total des achats d'énergie

ordre à travers une spécification de la fonction de coût variable de type Translog en normalisant toutes les variables par rapport à un point de référence, nous optons pour les valeurs moyennes des variables dans l'échantillon.

Le système composé de coût variable et de la part du prix des achats d'énergie est estimé avec méthode SUR itérative. Ainsi, en imposant les contraintes d'homogénéité de degré 1 par rapport aux prix des facteurs et de symétrie. Les résultats de la modélisation sont résumés dans le tableau 2.

Il est à retenir, tout d'abord, que le coefficient de détermination ajusté de la fonction de coût variable est très élevé, soit une valeur de 99,97%. Cela montre que le modèle a une excellente capacité explicative des écarts de coût variable entre les concessions de distribution d'électricité en Algérie. Quant au coefficient de détermination ajusté de l'équation part des achats d'énergie est seulement de : 13,15%.

En outre, la standardisation de toutes les variables explicatives (approximation de la fonction de coût variable autour de la moyenne) permet d'interpréter les valeurs de premier degré comme des élasticités directes du coût, estimées à la moyenne d'échantillon. En effet, au point moyen de l'échantillon, un accroissement de 1% de chacun des facteurs *nombre d'abonnés (N)* et *volume d'énergie vendu (Y)* engendre respectivement, toutes autres choses égales par ailleurs, une augmentation du coût d'exploitation de 234,37 % et 13,84%.

Quant à la valeur de l'élasticité de coût par rapport à la variable longueur de réseau (représente le facteur capital quasi fixe) n'est pas significative. Cependant, le signe négatif de ce dernier est cohérent avec la propriété de non croissance de la fonction de coût variable par rapport au capital.

En plus, les tests de Wald des hypothèses nulles de l'absence d'effet de l'input quasi-fixe « longueur de réseau (K) » ($H_0 : B_K = B_{KK} = B_{KY} = B_{KN} = B_{KE} = B_{KP} = B_{KG} = 0$) et l'absence de l'effet de la taille (N) ($H_0 : B_N = B_{NN} = B_{NK} = B_{NE} = B_{NP} = B_{NG} = 0$) et (Y) ($H_0 : B_Y = B_{YY} = B_{YK} = B_{YE} = B_{YP} = B_{YG} = 0$) sur les coûts d'exploitation rejettent chacune de ces hypothèses à un seuil de 1%. En effet, on a respectivement $\chi^2_{(K)}(7) = 90.11$, $\chi^2_{(N)}(6) = 1200.05$ et $\chi^2_{(Y)}(6) = 114.04$, soit une probabilité de rejet de 0,0000 pour chacun des tests.

Tableau 2 : Les paramètres du modèle de coût¹³ :

Variable	Paramètre	Std, Error	t-Statistic	Prob
Constante	-0,734792***	0,061738	-11,90172	0,0000
$\log\left(\frac{P_E}{P_L}\right)$	0,123040***	0,011310	10,87918	0,0000
Log Y	0,138438***	0,047817	2,895158	0,0039
Log N	2,343711***	0,181250	12,93080	0,0000
Log K	-0,053121	0,077714	-0,683539	0,4946
$\left(\log\left(\frac{P_E}{P_L}\right)\right)^2$	-0,020303***	0,005586	-3,634993	0,0003
$(\log Y)^2$	0,166812***	0,042846	3,893290	0,0001
$(\log N)^2$	-0,992417***	0,064580	-15,36716	0,0000
$(\log K)^2$	-0,040947	0,059638	-0,686604	0,4926
$\log\left(\frac{P_E}{P_L}\right)\log y$	-0,192160***	0,023771	-8,083832	0,0000
$\log\left(\frac{P_E}{P_L}\right)\log N$	1,248502***	0,037528	33,26833	0,0000
$\log\left(\frac{P_E}{P_L}\right)\log K$	-0,122358***	0,014203	-8,615043	0,0000
Log Y Log K	-0,007731	0,046447	-0,166457	0,8679
Log N Log K	0,180180	0,134701	1,337627	0,1816
Log P	-0,137178***	0,023425	-5,856125	0,0000
Log G	0,058998	0,042648	1,383395	0,1671
$(\log P)^2$	0,008727	0,010984	0,794558	0,4272
$(\log G)^2$	-0,008118	0,020960	-0,387298	0,6987
Log P Log G	-0,013414	0,010870	-1,234050	0,2177
$\log\left(\frac{P_E}{P_L}\right)\log P$	-0,062350***	0,011288	-5,523804	0,0000
$\log\left(\frac{P_E}{P_L}\right)\log G$	0,030938**	0,014148	2,186641	0,0292
Log Y Log P	-0,077590***	0,016779	-4,624246	0,0000
Log K Log P	0,025987	0,021890	1,187191	0,2357

¹³ Il est à noter que la variable temporelle est enlevé du modèle final retenu, parce qu'elle n'est pas significative. Et ce avec l'utilisation du test de Wald de l'hypothèse nulle (H_0) de tous les paramètres croisés avec la variable temporelle ($H_0: B_T = B_{TT} = B_{TY} = B_{TN} = B_{TK} = B_{TE} = B_{TP} = B_{TG} = 0$). Les résultats du test indiquent que l'hypothèse H_0 est acceptée à un risque d'erreur de 10%, soit une valeur de khi deux de : 12,35 et une probabilité de rejet de 13,6%.

Log N Log P	0,253094***	0,045253	5,592896	0,0000
Log Y Log G	-0,062707**	0,027172	-2,307746	0,0214
Log K Log G	0,022135	0,021669	1,021484	0,3075
Log N Log G	-0,029761	0,069009	-0,431260	0,6664
(**), (**) et (*) indiquent respectivement les niveaux de risque d'erreur de 1%, 5% et 10%. Les coefficients de détermination ajustés pour CV, et S_E sont respectivement 99,97% et 13,15%, Nombre d'observations : 290.				

Source : Calculs effectués sur Eviews 8.1 à partir des données fournies par la CREG.

En plus, le test de Wald permettant de vérifier est ce que le processus de production sous-jacent est homothétique montre que l'hypothèse nulle ($H_0 = B_{EN} = B_{EY} = 0$) est rejeté avec une valeur de $\chi^2_{(H)}(2) = 131,15$ et Prob=0,000. Cela permet de conclure que les indicateurs de rendements d'échelle et de densité correspondent seulement au court terme.

Parallèlement, le signe négatif et très significatif du coefficient de la variable *pertes d'énergie* (P) justifie encore une fois la cohérence statistique du modèle, ainsi une augmentation de 1% des *pertes d'énergie électrique* (P) sur le réseau de distribution, toute autre chose égale par ailleurs, engendre une baisse de 13,71% des coûts d'exploitation. Quant à la variable *part des grands consommateurs* (G) n'a pas le signe attendu sur le plan théorique et non significatif à un risque d'erreur de 10%. Toutefois, le test de Wald nous confirme l'existence d'effet significatif à un risque d'erreur de 1% et 5% de chacune des deux variables d'environnement¹⁴ sur le coût d'exploitation. En effet, les statistiques de khi-deux pour les deux tests sont respectivement de l'ordre de 132,04 et 17,13, soient les probabilités respectives de rejet de l'hypothèse nulle de : 0,000 % et 1,66%.

En outre, en utilisant la formule : $\beta_{EE} - S_E + S_E^2 \leq 0$, la condition de concavité (10) est vérifiée au point moyen. Concernant la contrainte d'homothétie, nous l'avons vérifié à posteriori ($H_0 : B_{EY} = 0$). En effet, les résultats de la modélisation économétrique montrent que la relation entre le niveau d'output et les prix des facteurs de production est très significativement différent de zéro à un risque d'erreur de 1%.

¹⁴ Les hypothèses nulles testées pour les deux variables sont respectivement : $H_0(P) : B_P = B_{PP} = B_{PY} = B_{PK} = B_{PN} = B_{PE} = B_{PG} = 0$ et $H_0(G) : B_G = B_{GG} = B_{GY} = B_{GN} = B_{GE} = B_{GK} = B_{GP} = 0$.

Par ailleurs, certains paramètres du modèle associés à la fonction translog n'apparaissent guère individuellement significatifs. Pour cela, nous testons si la technologie que nous étudions peut être représentée par une fonction de coût de type Cobb-Douglas. Pour se faire, nous avons testé la nullité des termes croisés et quadratiques ensemble à l'aide du test de Wald. Les résultats donnent une valeur de la statistique de test égale à "80 741,10", soit une probabilité de rejet de : 0.0000. Ce qui nous amène à ne pas accepter cette hypothèse. Autrement dit, la spécification translog est plus appropriée dans notre étude.

4-4. Estimation des rendements d'échelle et de densités :

Comme nous l'avons déjà signalé plus haut que la fonction de coûts variables n'est pas homothétique, cela implique que les indicateurs de rendements d'échelle et de densité correspondent seulement au court terme. A cet effet, nous calculons les valeurs des rendements d'échelle et de densité avec les paramètres estimés repris dans le tableau 2. Le tableau 4 reporte les valeurs respectivement maximale, moyenne et minimale des rendements d'échelle (RE) et de densité (RD).

Tableau 3 : Rendements d'échelle (RE) et rendements de densité (RD) :

	RE	RD	1/RE	1/RD
Max	0,507	0,566	1,97336856	1,7678467
Moyenne	0,362	0,357	2,76419867	2,80065999
Min	0,313	0,301	3,19755227	3,32122272

Source : Calculs de l'auteur à partir des paramètres du modèle du tableau2.

Tel que nous l'avons déjà expliqué auparavant, des rendements d'échelle croissants (resp. décroissant) impliquent une décroissance (resp. croissance) du coût d'exploitation de distribution, toute autre chose égale par ailleurs, lors d'une augmentation de la taille (énergie délivrée et nombre d'abonnés) des concessions. Ainsi, les résultats des rendements d'échelle montrent que l'accroissement de la taille de la firme de 1% se traduirait par une augmentation de son coût d'exploitation de 1,973% pour la plus petite concession¹⁵, 2,764 % au point moyen et 3,197% pour la plus grande concession. Ces résultats montrent clairement que l'ensemble des concessions enregistrent des déséconomies d'échelle et ils sont plus importants pour les concessions

¹⁵ C'est l'inverse de RE, c'est-à-dire : 1/RE.

de grandes tailles et ils diminuent au fur à mesure que leurs tailles diminuent.

De même que les rendements d'échelle, des rendements de densité croissants (respectivement décroissants) impliquent une décroissance (respectivement croissance) du coût moyen d'exploitation lors d'une augmentation de l'output physique des concessions (mesuré ici par le nombre d'abonnés)¹⁶. Ainsi, un accroissement de 1% du nombre d'abonnés se traduirait, selon notre estimation, par une augmentation du coût d'exploitation de 1,77% pour la plus petite concession¹⁷, de 2,8% au point moyen et de 3,32% pour la plus grande concession. Encore une fois, les concessions de distribution d'électricité en Algérie sont victimes des déséconomies de densités.

5- Conclusion :

L'objet de ce papier était d'évaluer l'opportunité économique (en termes d'efficacité-coût) de l'organisation actuelle des concessions de distribution d'électricité en Algérie. Pour ce faire, nous nous sommes efforcés, à l'aide d'un modèle économétrique, d'identifier les déterminants majeurs des coûts d'exploitation dans les activités de distribution d'électricité en Algérie ainsi que les rendements d'échelle et de densité qui en découlent.

Les résultats de la modélisation avec l'estimation d'une fonction de coût à court terme avec la méthode SUR permet de montrer que les coûts d'exploitation dans les activités de distribution d'électricité en Algérie sont fortement influencés par quatre facteurs, à savoir : le prix des achats d'énergie, le volume d'énergie délivré, le nombre d'abonnés et les pertes d'énergie sur le réseau électrique.

Les valeurs des rendements d'échelle et de densité constituent une donnée importante dans des secteurs basés sur le réseau, tel que la distribution d'électricité. En effet, les résultats des estimations de ces derniers indiquent que les rendements d'échelle dans les activités de distribution d'électricité en Algérie sont décroissants, ce qui pousse plutôt au développement de concessions de petites tailles. Par ailleurs, l'inexistence de possibilité de rendements de densité nous amène à

¹⁶ Le volume d'énergie délivré restant inchangé.

¹⁷ C'est l'inverse de RD, c'est-à-dire : $1/RD$.

présager un impact appréciable de l'augmentation du nombre d'abonnés, toute chose égale par ailleurs, sur les coûts d'exploitation.

Bibliographie :

1. ANGELIER J-P., « *Les changements institutionnels dans les industries de réseaux : une libéralisation prématurée dans les pays en développement ?* » Communication au colloque internationale sur les Institutions et la croissance économique, Université d'Oran, 2006.
2. CAVES D-W., CHRISTENSEN L-R et SWANSON L-A., « *Productivity growth, Scale economies and capacity utilization in U. S Railroads 1955-1974* »; In American review, vol. 71, 1981, pp. 994-1002.
3. EVRARDO et LEJEUNE B., « *Coût dans le secteur de la distribution d'électricité : économies d'échelle, économies de Densité et formes institutionnelles* », revue Économie & prévision, Vol 135, N°4, 1998.
4. GARCIA S., « *Rendements et efficacité dans les industries en réseau : le cas des services d'eau potables délégués* », Revue économie et prévision, vol 154, N°3, 2002, pp. 123-138.
5. KERAMANE A-E., « *Libéralisation du secteur de l'électricité en Algérie* » ; in Medenergie N°7, Alger, 2003.
6. KERAMANE A-E., « *La régulation des industries de réseau dans les pays en développement* " ; in Medenergie N°24, Alger, 2007.
7. MAGNUS J-R., « *Multivariate Error Components Analysis of Linear and Non-linear Regression Models by Maximum Likelihood* », Journal of Econometrics, Vol 19, 1982.
8. ZEGGAGH A, THOMAS A et FERFERA M-Y., « *Evaluation économique des performances des services d'eau potable Algériens* », Les cahiers du CREAD, N°92, Alger, 2010.
9. ZEROUTIM., « *Régulation incitative suivant la nouvelle économie de la réglementation : proposition pour une régulation par comparaison des activités de distribution d'électricité en Algérie* », Thèse de doctorat en Economie et Statistique Appliquées, Ecole Nationale Supérieure de Statistique et d'Economie Appliquée "ENSSEA", 2017.
10. ZEROUTIM et BELAIDR., « *Analyse des déterminants de l'inefficience productive des concessions de distribution d'électricité en Algérie : Étude empirique avec la méthode d'Analyse par Frontière Stochastique (SFA)* », Revue de statistique et d'économie appliquée, N°25, 2016.

Textes réglementaires :

1. Décret exécutif 08-114 du 9 avril 2008 fixant les modalités d'attribution et de retrait des concessions de distribution de l'électricité et du gaz ;

2. Loi 02-01 du 05 février 2002 relative à l'électricité et à la distribution du gaz naturel par canalisation ;