

EVALUATION ECONOMIQUE DES PERFORMANCES DES SERVICES D'EAU POTABLE ALGERIENS

Ali ZEGGAGH *

Alban THOMAS **

Mohamed Yassine FERFERA ***

RESUME

En Algérie, le recours à des entreprises spécialisées dans la production et la distribution d'eau potable implique la nécessité de disposer d'évaluations du coût de ces activités. Cet article propose une étude micro-économétrique de la fonction de coût de l'alimentation en eau potable sur des données de panel, avec pour objectif d'évaluer les performances des services d'eau potable algériens. Nous prenons en compte les différentes caractéristiques d'une industrie en réseau et notamment la fréquence de distribution d'AEP. L'estimation de la fonction de coût de production d'eau permet d'évaluer d'une part, le coût marginal de production et d'autre part, les différentes mesures de rendements (élasticités, économies de densité de production, économies d'échelle, économies d'envergure etc.), afin d'apporter des indications utiles sur la performance des réseaux de production et de distribution d'eau potable en Algérie.

MOTS-CLES

Ressources en eau potable, données de panel, fonction de coût de production, fréquence et plages horaires de distribution.

JEL CLASSIFICATION : C33, C51, D24, L95.

* Université de Béjaia / CREAD

** Toulouse School of Economics (Lerna, Inra)

*** Ecole Nationale Supérieure de Statistique et d'Economie Appliquée (Alger) / CREAD (Alger)

1 - INTRODUCTION

L'adéquation des ressources en eau aux besoins de l'économie et de la société constitue un enjeu majeur du développement de nombreux pays de la zone MENA (Moyen Orient et Afrique du Nord), en raison du décalage croissant entre des ressources disponibles de plus en plus rares et des prélèvements en forte augmentation. La Banque mondiale considère qu'il y a "rareté" sous le seuil de 1000 m³ par habitant et définit une situation comme "problématique" dès lors que la ressource tombe sous le seuil de 1700 m³ par personne, ce qui est actuellement la norme en Algérie. Dans ce pays, les autorités politiques ont depuis une quinzaine d'années pris conscience des problèmes croissants liés à la rareté de l'eau et ont mis en œuvre une nouvelle politique de gestion, sous l'impulsion du ministère des ressources en eau. Cette prise de conscience s'est accompagnée du postulat que l'eau est un bien économique rare et vulnérable, dont la gestion doit être assurée de façon intégrée.

Depuis 1993, les autorités algériennes ont donné la priorité à la construction ou à la remise en état de barrages hydrauliques, permettant une amélioration de la disponibilité de la ressource ces dernières années. Il existe actuellement 59 barrages en fonctionnement, d'autres sont en cours de construction ainsi que des stations de dessalement d'eau de mer. La bataille de l'eau est cependant loin d'être gagnée même si les capacités de stockage se sont nettement améliorées. Le plan national de l'eau lancé par le gouvernement début 2000 devrait, à long terme, permettre à l'Algérie de rétablir un tant soit peu l'équilibre entre les usages et les disponibilités et lui permettre de faire face à ses nombreux engagements en faveur du développement économique du pays.

Si la politique nationale de l'eau en Algérie a mis l'accent sur l'aménagement et la mise à disposition de volumes d'eau brute supplémentaires, une telle politique d'offre connaît des limites liées aux coûts très importants d'investissement mais également aux possibilités limitées d'exploitation de nouvelles ressources. L'eau est en effet associée à des coûts élevés de transport, entre différentes régions d'un même pays, ainsi qu'à des contraintes sur sa qualité dans le cas de l'eau potable, qui nécessitent une gestion locale via des services publics locaux de l'eau. Une politique de gestion de la demande est par conséquent un complément indispensable, notamment à court

terme, aux stratégies nationales assises sur l'exploitation de nouvelles ressources. Cette gestion consiste notamment à rechercher une limitation de l'augmentation des usages par des tarifications adaptées, et une utilisation optimisée des ressources disponibles par une gestion et une organisation plus efficaces des services d'eau. Dans une telle perspective, l'étude complète de la structure des coûts de production de l'eau potable est une étape essentielle pour des agences de régulation dont l'objectif est de mettre en place des mécanismes de gestion de la demande en adéquation avec les performances des services existants. En particulier, le mode de tarification de l'eau potable et les modalités de sa distribution ont des impacts directs sur la structure et le niveau de la consommation, tout en étant en principe directement déterminés par l'équilibre financier des services de production et de distribution de l'eau potable.

L'objectif de cet article est d'analyser la structure des coûts d'alimentation en eau potable à partir de données algériennes sur les services d'eau municipaux. Plus précisément, il s'agira d'estimer une fonction de coût de production d'eau potable en Algérie afin d'évaluer les performances de ce secteur. La fonction de coût synthétisant l'information relative aux choix technologiques à la disposition des entreprises, sa structure peut fournir de nombreux renseignements quant à la nature de la technologie de la firme. Les performances des services de production et de distribution d'eau sont généralement appréhendées par le coût marginal de production mais d'autres mesures, relatives aux investissements spécifiques des services, sont également utiles (élasticités, économies d'échelle, économies d'envergure etc.), afin d'apporter des indications sur l'état des réseaux de production et de distribution d'eau potable. Une telle analyse empirique permet, de plus, de mieux appréhender la technologie de production et de distribution, dans un secteur caractérisé par des investissements spécifiques significatifs et des fuites en réseau importantes.

Cet article apporte plusieurs contributions à la littérature empirique sur les services d'eau potable. Tout d'abord il s'agit, à notre connaissance, de la première tentative d'estimation de la technologie de production et distribution d'eau potable dans le cas de l'Algérie. L'intérêt d'une analyse empirique dans ce pays réside en particulier dans la grande diversité des situations auxquelles font face les services d'eau : eaux brutes d'origine superficielle de mauvaise qualité et population desservie très dense dans le Nord, ressources plus importantes et

d'origine souterraine dans le Sud pour une population moins dense. Ensuite la relation, entre le mode de distribution de l'eau potable dans nombre de communes algériennes et la structure de coût, constitue un élément nouveau dans cette littérature. En effet, l'eau potable est souvent distribuée aux ménages raccordés selon un schéma de rationnement explicite, permettant une consommation à certaines heures de la journée et/ou certains jours de la semaine uniquement. La diversité des situations permet alors d'appréhender l'impact de ces restrictions sur la structure de coût des services. Enfin, la tarification particulière de l'eau potable, pratiquée en Algérie, permet d'envisager différentes mesures de prix qui peuvent être confrontées au coût de fonctionnement des services. L'eau est en effet tarifée selon un système progressif de paliers (*Increasing Block Rate pricing*), avec un prix marginal de la dernière tranche sensiblement différent du prix moyen (calculé sur l'ensemble des tranches pertinentes pour une consommation moyenne des ménages).

La section 2 de cet article propose un aperçu de la méthode générale d'évaluation des performances des services de production et de distribution d'eau potable, basée sur l'estimation d'une fonction de coût variable intégrant des variables techniques spécifiques au réseau. La section 3 présente en détail les données, utilisées pour l'analyse empirique, provenant de documents comptables et techniques de l'entreprise nationale ADE et portant sur 91 communes de six wilayas algériennes sur la période 2004-2007. Ces données permettent en particulier d'évaluer les élasticités de substitution entre les facteurs de production, les rendements de réseau ainsi que des coûts marginaux et de ses élasticités. La section 4 présente les résultats d'estimation de la technologie de production et de distribution. Les remarques de conclusion figurent à la section 5.

2- L'EVALUATION DES PERFORMANCES DES SERVICES D'EAU POTABLE

2.1- Représentation du coût de production par la forme flexible Translog

Nous nous intéressons ici à l'évaluation des performances économiques des services d'alimentation et de distribution d'eau potable (AEP). Il existe deux approches pour évaluer les performances d'une activité économique de production: l'approche primale qui repose sur une relation entre des facteurs de production et un output, ou l'ap-

proche duale qui s'appuie sur l'information véhiculée par les prix des facteurs et le coût (ou le profit). L'approche primale peut ainsi être utilisée pour évaluer les écarts par rapport à la situation optimale de production (c'est-à-dire, productivités marginales égales aux coûts marginaux des facteurs). Devant la difficulté de mobiliser l'approche primale dans le cas de productions multiples et/ou lorsque les facteurs de production sont vraisemblablement endogènes, l'on privilégie la plupart du temps l'approche duale. Celle-ci repose généralement sur l'estimation d'une fonction de coût flexible (Leontief généralisée, McFadden généralisée, Barnett généralisée, Translog) faisant intervenir le vecteur des prix unitaires des inputs, celui des niveaux de production multiples et éventuellement, des variables «environnementales» caractérisant le contexte de l'activité (ou le capital technique) ainsi qu'une tendance (*trend*) captant le progrès technique dans le cas d'observations temporelles. La forme fonctionnelle flexible Translog demeure la plus utilisée dans la littérature (Christensen, Jorgensen et Lau 1973). En effet, malgré ses limites¹, elle a l'avantage d'imposer peu de restrictions a priori sur les caractéristiques de la technologie de production et de permettre d'imposer aisément des restrictions, telle l'homogénéité en prix, via un ensemble de restrictions linéaires sur les paramètres. Le fait que les équations de parts de coûts dérivées sont linéaires dans les paramètres permet une estimation aisée de la fonction de coût, simultanément aux équations de parts de coût.

L'expression de base de la forme fonctionnelle Translog, appliquée au coût variable, est une approximation locale au second degré qui s'écrit comme un développement limité fonction du vecteur des prix des inputs w et des niveaux des outputs y . Il est souvent utile de pouvoir appréhender l'incidence des choix d'investissement technique sur le coût variable (fonction de coût de long terme) et le rôle de variables captant partiellement l'hétérogénéité des services. Pour ce faire, nous pouvons conditionner les paramètres de la forme Translog par le niveau des variables de capital et les variables techniques, avec une hypothèse de linéarité. Il est aisé de montrer que la fonction de coût Translog généralisée contient alors les interactions de ces dernières variables avec les variables déterminant le coût variable

¹ La plupart des travaux empiriques sur les coûts relèvent que la fonction Translog ne satisfait pas aux conditions de concavité globale d'une part, et qu'elle reste indéfinie pour un niveau de production nul d'autre part.

d'origine (prix des inputs et niveaux des outputs). Soit $h, h=1,2,\dots,H$ l'indice du service d'eau d'une commune donnée et $t, t=1,2,\dots,T$ celui de la période. Nous supposons que la technologie est caractérisée par N inputs, M outputs, R variables de capital et S variables techniques. La fonction de coût variable complète s'écrit :

$$\begin{aligned}
 \ln(CV_{ht}) = & A_0 + \sum_{i=1}^N A_i \ln w_{it} + \sum_{j=1}^M B_j \ln y_{jt} + \sum_{r=1}^R C_r \ln k_{rt} + \sum_{s=1}^S D_s \ln z_{st} \\
 & + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{q=1}^N A_{iq} \ln w_{it} \ln w_{qt} + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^M \sum_{k=1}^M B_{jk} \ln y_{jt} \ln y_{kt} \\
 & + \frac{1}{2} \sum_{r=1}^R \sum_{v=1}^R C_{rv} \ln k_{rt} \ln k_{vt} + \frac{1}{2} \sum_{r=1}^R \sum_{s=1}^S D_{rs} \ln z_{rt} \ln z_{st} \\
 & + \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^M E_{ij} \ln w_{it} \ln y_{jt} + \sum_{i=1}^N \sum_{r=1}^R E_{ir} \ln w_{it} \ln k_{rt} + \sum_{i=1}^N \sum_{r=1}^R E_{ir} \ln w_{it} \ln z_{rt} \\
 & + \sum_{j=1}^M \sum_{r=1}^R F_{jr} \ln y_{jt} \ln k_{rt} + \sum_{j=1}^M \sum_{r=1}^R F_{jr} \ln y_{jt} \ln z_{rt} + \sum_{r=1}^R \sum_{s=1}^S G_{rs} \ln k_{rt} \ln z_{st} + \delta + \gamma^2.
 \end{aligned} \tag{1}$$

Notons que cette fonction inclut également un terme de tendance (*trend*) quadratique capturant les chocs temporels affectant simultanément l'ensemble des services d'AEP. La théorie économique de la production impose que la fonction de coût soit deux fois continûment différentiable et homogène de degré 1 par rapport aux prix des inputs. Ces conditions sont aisément imposées à la fonction de coût sous la forme des restrictions paramétriques suivantes:

$$\begin{aligned}
 A_{iq} &= A_{qi}, B_{jk} = B_{kj}, C_{uv} = C_{vu}, D_{rs} = D_{sr} \quad \forall i, q=1, \dots, N; \forall j, k=1, \dots, M; \\
 & \forall u, v=1, \dots, R; \forall r, s=1, \dots, R, \quad (\text{symétrie}) \\
 \sum_i A_i &= 1, \sum_i A_{iq} = 0, \forall q=1, \dots, N; \sum_i E_{ij} = 0, \forall j=1, \dots, M; \sum_i E_{ir} = 0, \forall r=1, \dots, R; \\
 \sum_i E_{ir} &= 0, \forall r=1, \dots, S. \quad (\text{homogénéité})
 \end{aligned}$$

Une propriété indispensable pour que la fonction (1) soit une fonction de coût est la concavité (globale) dans les prix des inputs, avec pour condition nécessaire et suffisante la négativité du Hessien ($A = \{A_{iq}\}_{i,q=1,\dots,N}$) de la fonction de coût (Diewert et Wales, 1987). Cette condition peut être obtenue lors de l'estimation en imposant $A = -LL'$ où L est une matrice semi-définie positive ou bien vérifiée ex post (après estimation).

Il serait possible d'estimer la fonction de coût seule mais on négligerait alors l'information apportée par les équations de part de coût, ce qui produirait des estimateurs moins efficaces des paramètres de technologie. Si l'on désigne par S_i la part du coût du $i^{\text{ème}}$ facteur de production dans le coût (variable) de production, on obtient par application du lemme de Shephard:

$$S_{iht} = \frac{w_{iht} x_{iht}}{C V_{ht}} = \frac{\partial \ln C V_{ht}}{\partial \ln w_{iht}}, \quad (2)$$

où x_{iht} est la demande en input i . En appliquant cette relation à la fonction de coût Translog (1), on obtient les équations de demande conditionnelle :

$$x_i(y_{ht}, w_{iht}; K_{ht}, Z_{ht}) = S_{iht} \times \frac{C V_{ht}}{w_{iht}}, \quad (3)$$

où

$$S_i(y_{ht}, w_{iht}; K_{ht}, Z_{ht}) = A_i + \sum_q A_{iq} \ln w_{qht} + \sum_j E_{ij} \ln y_{jht} + \sum_u E_{iu} \ln K_{iht} + \sum_r E_{ir} \ln Z_{rht}. \quad (4)$$

Sur la base de ces fonctions de demande conditionnelle, différentes caractéristiques d'intérêt peuvent être dérivées, notamment les élasticités propres et croisées des demandes en facteurs, les élasticités de coût par rapport aux produits y_j (respectivement aux composantes des vecteurs K et Z), ainsi que différentes mesures de rendements. L'on présente rapidement ces différentes mesures en négligeant les indices h et t pour plus de clarté.

2.2 - Élasticités prix et élasticités de substitution

L'élasticité-prix propre d'un facteur de production mesure la variation proportionnelle de la quantité de ce facteur suite à une variation de 1% de son prix. Elle s'écrit comme fonction des parts:

$$\varepsilon_{ii} = \frac{\partial \ln x_i}{\partial \ln w_i} = \frac{A_{ii} + S_i (S_i - 1)}{S_i} . \quad (5)$$

L'élasticité-prix croisée permet de mesurer le degré de substituabilité entre deux facteurs de production. Elle donne la variation proportionnelle de la quantité du premier facteur suite à une variation de 1% dans le prix du second facteur, les prix des autres inputs étant fixes. En termes de parts, elle s'écrit :

$$\varepsilon_{iq} = \frac{\partial \ln x_i}{\partial \ln w_q} = \frac{A_{iq} + S_i S_q}{S_i}, \quad i \neq q . \quad (6)$$

Les élasticités de substitution d'Allen (σ_{iq}) sont souvent utilisées pour mesurer la substituabilité entre les facteurs de production. Elles donnent le changement d'utilisation du facteur de production i suite à une variation de 1% dans l'utilisation du facteur q , la production et le prix des autres facteurs demeurant au même niveau. Ces élasticités sont intimement liées aux élasticités-prix des demandes de facteurs :

$$\sigma_{ii} = \frac{\varepsilon_{ii}}{S_i}, \quad \sigma_{iq} = \frac{\varepsilon_{iq}}{S_q}, \quad i \neq q . \quad (7)$$

Ainsi lorsque $\sigma_{iq} > 0$ les facteurs i et q sont substituables et complémentaires sinon. Une entreprise souhaitant maintenir son niveau de production peut compenser la baisse d'utilisation d'un facteur par un recours plus important au deuxième facteur. Si deux facteurs de production sont des compléments, une hausse de la production n'est possible que dans la mesure où les quantités de facteurs augmentent simultanément.

Une autre mesure proposée initialement par Morishima (1967) est l'élasticité de substitution de Morishima (δ_{iq})

$$\delta_{iq} = \varepsilon_{iq} - \varepsilon_{ii}, \quad i \neq q . \quad (8)$$

Ces mesures sont préférées aux élasticités d'Allen car ces dernières, obtenues en divisant les élasticités-prix croisées par les parts, n'apportent pas plus d'informations que les élasticités croisées (Chambers, 1988). Par ailleurs, Blackorby et Russell (1989) montrent que les élasticités de Morishima sont une meilleure mesure de la substituabilité dès lors que l'on dispose de plus de deux facteurs de production.

L'élasticité de coût par rapport à l'output j (respectivement à la composante u du vecteur K ou r du vecteur Z), fournit la variation proportionnelle de coût qui résulte d'une variation marginale du niveau de production de ce produit (respectivement du niveau de cette composante). Ces élasticités s'expriment comme suit:

$$\begin{aligned}\frac{\partial \ln CV(w, y; K, Z)}{\partial \ln y_j} &= B_j + \sum_k B_{jk} \ln y_k + \sum_i E_{ij} \ln w_i + \sum_u F_{ju} \ln K_u + \sum_r F_{jr} \ln Z_r \\ \frac{\partial \ln CV(w, y; K, Z)}{\partial \ln K_u} &= C_u + \sum_j F_{ju} \ln y_j + \sum_i E_{iu} \ln w_i + \sum_v C_{uv} \ln K_v + \sum_r G_{ur} \ln Z_r \\ \frac{\partial \ln CV(w, y; K, Z)}{\partial \ln Z_r} &= D_r + \sum_j F_{jr} \ln y_j + \sum_i E_{ir} \ln w_i + \sum_u G_{ur} \ln K_u + \sum_s D_{rs} \ln Z_s\end{aligned}\quad (9)$$

2.3 - Les différentes mesures de rendements

L'AEP étant organisée en réseau, cela nous conduit à détailler et adapter les concepts de rendements de la littérature économique (voir Roberts, 1986). Dans notre cas, l'intérêt de l'étude des rendements de réseau est de déterminer les effets sur les coûts de production de données propres à la configuration du réseau. L'inclusion de variables, comme le nombre d'abonnés, nous permet de faire la distinction entre rendements de densité et rendements d'échelle² et de prendre en compte les différentes façons dont la production peut s'accroître. Nous allons donc définir en plus des élasticités d'échelle (EE), les élasticités de densité de production (EDP) et les élasticités de densité d'utilisateurs (EDU).

² Voir Caves, Christensen, et Tretheway (1984) qui ont fait cette distinction dans l'industrie du transport aérien.

Nous faisons également la distinction entre les effets d'échelle à court terme et à long terme à partir de la fonction de coût variable. Pour le long terme, comme Caves et al. (1981), on calcule les élasticités de coût au niveau de capital observé. Dans ce cas, à l'instar de Panzar (1989), on se défend de qualifier nos mesures de rendements de long terme, à moins de montrer que l'état actuel du réseau et des infrastructures est optimal ou bien que la technologie est homothétique.

Les rendements de densité de production (EDP) se définissent comme la variation proportionnelle de la production suite à une variation proportionnelle de tous les facteurs de production, à prix de facteurs ainsi que caractéristiques techniques du réseau inchangés. C'est l'équivalent de l'inverse de l'élasticité du coût total de production par rapport à la production. Dans le cas multi-produits l'élasticité de densité de production de court terme (EDP_{CT}) s'écrit :

$$EDP_{CT} = \left[\sum_{y_j} \frac{\partial \ln CV(w_v, y; K, Z)}{\partial \ln y_j} \right]^{-1} . \quad (10)$$

Les rendements de densité de production sont dits croissants (économies de densité), constants (absence d'économies de densité) et décroissants (déséconomies de densité) lorsque (EDP_{CT}) est respectivement supérieure à l'unité, égale à l'unité et inférieure à l'unité.

Sur une période plus longue, il peut être nécessaire d'ajuster la capacité de production. Si nous désignons par *Prod* la capacité de production, une des composantes de la variable capital K , alors l'élasticité de densité de production en termes de coûts variables peut être définie comme suit:

$$EDP = \left[1 - \frac{\partial \ln CV(w, y; K, Z)}{\partial \ln Prod} \right] \left[\sum_{y_j} \frac{\partial \ln CV(w, y; K, Z)}{\partial \ln y_j} \right]^{-1} \quad (11)$$

L'élasticité ainsi définie peut être qualifiée de long terme seulement si la technologie est homothétique³ ou bien si le stock de capital est optimal.

Considérons à présent les économies de densité d'utilisateurs (EDU). L'on dit qu'une entreprise exploite les économies de densité d'utilisateurs lorsque, à taille de réseau inchangée, celle-ci accroît son efficacité en augmentant sa production pour satisfaire la demande de nouveaux utilisateurs. En supposant la quantité demandée par utilisateur constante et en prenant en compte le nombre d'abonnés du service, noté *Abon*, une composante du vecteur des variables techniques *Z*, l'élasticité de densité d'utilisateurs multi-produits de court terme s'écrit:

$$EDU_{CT} = \frac{1}{\sum_{y_j} \frac{\partial \ln CV(w_v, y; K, Z)}{\partial \ln y_j} + \frac{\partial \ln CV(w_v, y; K, Z)}{\partial \ln Abon}} \quad (12)$$

Les rendements de densité d'utilisateurs sont dits croissants (économies de densité), constants (absence d'économies de densité) et décroissants (déséconomies de densité) lorsque EDU_{CT} est respectivement supérieure à l'unité, égale à l'unité et inférieure à l'unité.

Toutefois, l'une des caractéristiques essentielles des réseaux d'eau étant la pression mise pour faire circuler l'eau, l'entreprise de distribution doit prendre en compte la configuration réelle du réseau pour connecter de nouveaux utilisateurs. S'il ne se pose pas de problèmes majeurs pour raccorder un nombre relativement faible de nouveaux abonnés, il en va autrement lorsqu'il s'agit d'accueillir un important groupe de nouveaux utilisateurs. Dans ce cas, la connexion au réseau existant peut nécessiter des travaux d'aménagement entraînant des coûts supplémentaires. De plus, l'ajustement de la capacité de production et de la capacité des réservoirs devient aussi indispensable. Si nous désignons par *Stoc* la capacité de stockage, une des

³ Une technologie est homothétique si les ratios des facteurs sont constants et indépendants du niveau de production et des facteurs fixes. En d'autres termes, si les paniers d'inputs x et x' produisent le même niveau de produit alors les paniers tx et tx' produisent également le même niveau d'output, voir Salvenes et Tjøtta (1994).

composantes du vecteur K , l'élasticité de densité d'utilisateurs en termes de coûts variables est :

$$EDU = \frac{1 - \frac{\partial \ln CV(w, y; K, Z)}{\partial \ln Prod} - \frac{\partial \ln CV(w, y; K, Z)}{\partial \ln Stoc}}{\sum_{y_j} \frac{\partial \ln CV(w, y; K, Z)}{\partial \ln y_j} + \frac{\partial \ln CV(w, y; K, Z)}{\partial \ln Abon}} \quad (13)$$

Tout comme (EDP), l'élasticité ainsi définie peut être qualifiée de long terme si et seulement si la technologie est homothétique ou bien si le stock de capital est optimal.

Dans le cas présent, les économies d'échelle sont plus exactement les économies de densité de population desservie. Elles décrivent le comportement des coûts variables moyens, lorsque la production varie avec la taille du réseau et le nombre d'abonnés, mais le volume demandé par usager et la densité d'utilisateurs restent inchangés. Ainsi un accroissement de la production, accompagné d'une hausse du nombre d'abonnés (*Abon*) et la densité de la population desservie, adhérant au même service, impliquant une diminution des coûts variables moyens, indique la présence d'économie d'échelle. Ce regroupement va de soi avec le cumul des capacités d'infrastructure et donc des variations de stock de capital. En désignant par (*Densit*) et (*Long*) la densité de population desservie et la longueur du réseau d'eau potable, on peut calculer l'élasticité d'échelle multi-produits:

$$SCE = \frac{1 - \frac{\partial \ln CV(w, y; K, Z)}{\partial \ln Prod} - \frac{\partial \ln CV(w, y; K, Z)}{\partial \ln Stoc} - \frac{\partial \ln CV(w, y; K, Z)}{\partial \ln Long}}{\sum_{y_j} \frac{\partial \ln CV(w, y; K, Z)}{\partial \ln y_j} + \frac{\partial \ln CV(w, y; K, Z)}{\partial \ln Abon} + \frac{\partial \ln CV(w, y; K, Z)}{\partial \ln Densit}} \quad (14)$$

Les rendements d'échelle sont dits croissants (économies d'échelle), constants (absence d'économies d'échelle) et décroissants (déséconomies d'échelle) lorsque SCE est respectivement supérieure à l'unité, égale à l'unité et inférieure à l'unité.

2.4 - Méthodes économétriques

Comme indiqué ci-dessus, la forme Translog généralisée considérée en incorporant des variables de capital techniques et des variables d'environnement (variables techniques), revient à supposer que les paramètres de la fonction de coût variable sont conditionnés par ces dernières. Ainsi, l'hétérogénéité observable dans le processus de production due à des caractéristiques techniques du réseau différentes est directement prise en compte. Quant à l'hétérogénéité individuelle inobservable, elle est supposée intervenir de façon linéaire dans le modèle comme une série d'effets individuels propres à chaque service d'AEP (un pour chaque équation, à savoir le logarithme du coût variable et les parts de coût).

Le système d'équations à estimer est composé de la fonction de coût variable CV et de parts de coût des N inputs (équations (1) et (4)), soit de façon compacte :

$$Y_{ht} = X_{ht}\beta + \alpha_h + u_{ht}, \quad h = 1, \dots, H ; t = 1, \dots, T, \quad (15)$$

où

$$Y_{ht} = (\ln CV_{ht}, w_{1t}, \dots, w_{Nt})', \quad X_{ht} = (y_{1t}, \dots, y_{Mt}, w_{1t}, \dots, w_{Nt}, k_{1t}, \dots, k_{Rt}, z_{1t}, \dots, z_{St})'$$

$$, \alpha_h = (\alpha_{hCV}, \alpha_{h1}, \dots, \alpha_{hN})' \quad \text{et} \quad \varepsilon_{ht} = (\varepsilon_{hCV}, \varepsilon_{h1}, \dots, \varepsilon_{hN})'$$

sont respectivement le vecteur des effets individuels et celui des termes d'erreur indépendamment et identiquement distribués.

La procédure SURE (Seemingly Unrelated Equations) est la méthode la plus directe d'estimation de ce système, réalisée en imposant directement les conditions de symétrie et d'homogénéité de degré 1 dans le prix des facteurs. Cette méthode fournit des estimateurs convergents sous l'hypothèse de non corrélation entre les termes aléatoires α et ε d'une part, les variables explicatives d'autre part. Dans le cas des données de panel, il est vraisemblable qu'une corrélation existe entre les effets individuels et ces dernières, en raison de facteurs inobservés spécifiques aux services. Il peut s'agir notamment de variables omises et corrélées avec les variables représentant le capital technique. Afin de tester cette éventuelle corrélation puis d'y remédier le cas échéant, l'on estime le modèle

complet par la procédure des effets fixes en système (*SURE - Within*) consistant à centrer les variables du modèle par leur moyenne individuelle dans toutes les équations. Les estimateurs obtenus ne dépendent plus des composantes permanentes des services et les paramètres associés à des variables constantes dans le temps ne sont alors pas identifiables. L'on compare alors les estimations obtenues avec celles de la méthode des effets aléatoires (dans ce cas, les effets individuels sont supposés non corrélés avec les variables explicatives). Le test de spécification d'Hausman permet de trancher en faveur de la spécification «effets fixes» si la norme des écarts entre les estimations dépasse le seuil de confiance retenu.

Comme on le verra dans la suite, le problème de la non-identification des paramètres, associés aux variables permanentes spécifiques aux réseaux, ne se pose pas ici, dans la mesure où les variables de capital technique et les variables techniques du réseau sont en fait variables dans le temps. Notons enfin que, dans le cas des effets fixes, les variables sont automatiquement normalisées par leur moyenne individuelle (s'agissant notamment des variables en logarithme), ce qui assure que le développement limité à l'origine de la forme Translog est bien effectué au voisinage du point $\log(I)=0$.

3 - LES DONNEES

Notre base de données est constituée de 1456 observations concernant 91 communes dont le service d'AEP est géré par l'Algérienne des eaux (ADE), sur la période suivante: du premier trimestre 2004 jusqu'au quatrième trimestre 2007 (16 trimestres). Six wilayas sont concernées : Alger, Bejaia, Constantine, Oran, Ouargla et Sétif. Les données ne sont pas individuelles mais concernent les communes desservies en eau potable.

Les données sont principalement issues des rapports réalisés, par les différentes agences de l'eau (ADE) au niveau de chaque wilaya, à partir des bilans techniques et financiers établis trimestriellement par les gestionnaires de services de production et de distribution de l'eau. Ces bilans contiennent des informations sur les différentes dépenses en facteurs de production, en produits chimiques, des renseignements techniques sur le réseau ainsi que sur les volumes d'eau produits et distribués. Nous pouvons trouver également dans ces rapports les consommations d'électricité en kilowatt et en valeur, la masse salariale pour les différentes catégories de personnels (cadres, agents

de maîtrise et d'exécution) et les effectifs correspondants. Nous avons construit notre échantillon directement auprès des unités de gestion de services d'eau potable à travers plusieurs départements. De plus, le service commercial et le service d'exploitation nous ont permis de consulter leurs documents comptables et techniques.

Le volume d'eau potable distribué (V_D) est obtenu comme le volume d'eau distribué aux abonnés domestiques par les conduites de distribution et les conduites de branchement. Le volume d'eau perdu (V_P) est calculé comme la différence entre le volume produit et le volume mis en distribution pour les usagers. Toutes ces quantités d'eau sont exprimées en m^3 par trimestre. Le taux de rendement (r) est calculé comme le rapport entre le volume distribué aux usagers et le volume mis en production. Il est intéressant de rappeler ici que les volumes produits, distribués et vendus diffèrent, parfois dans des proportions importantes, selon l'état et le type du réseau (adduction ou distribution). Le taux moyen des pertes (physiques et commerciales) est estimé à 40%⁴.

Nous calculons les coûts variables (CV), autrement dit les coûts d'exploitation du service, comme la somme des dépenses en travail (L), en électricité (E) et en matériel et autres dépenses (M). Selon l'OIEAU⁵ (Office international de l'eau), l'examen des dépenses engendrées par la distribution de l'eau potable montre que les éléments de coûts proportionnels au volume (énergie, réactifs...) ne représentent qu'un tiers du coût total de court terme, les deux tiers restants correspondant à des charges difficilement compressibles (salaires, frais financiers, amortissement...). De plus, les coûts fixes se rapportent enfin au frais d'administration, à l'entretien périodique et au remplacement de l'équipement devenu obsolète, coûts fixes puisqu'ils ne varient, ni à la hausse, ni à la baisse des volumes d'eau produits. Par contre, les coûts de la main-d'œuvre peuvent soulever des difficultés spécifiques: toutefois, si une partie de ces coûts est rattachée au volume de distribution ou de traitement, la part la plus

⁴ Article de Maya Khelladi, Economiste de l'eau. « Le secteur de l'eau en Algérie: le programme d'assistance technique remboursable » Janvier 2008.

⁵ Cité par Garcia, 2001, p, 93.

considérable n'y est aucunement liée et concerne les activités d'entretien du réseau et de gestion annexe (relation avec les usagers...). Ces coûts, liés au réseau, sont particulièrement importants, parce que ces infrastructures donnent lieu à des investissements importants, conçus, fabriqués, puis amortis sur une longue période et surtout, irréversibles en ce sens qu'ils ne peuvent être revendus en cas de cessation d'activité, d'autant plus qu'ils sont moins reconfigurables, c'est-à-dire pouvant difficilement être démontés ou affectés à d'autres usages que celui initialement prévu⁶.

Le coût du travail trimestriel (incluant les charges salariales) (w_L), exprimé en Dinars/trimestre, est obtenu en sommant les parts de coût pour les trois catégories suivantes: cadres, agents d'exécution et agents de maîtrise. L'énergie est principalement utilisée pour pomper l'eau dans le réseau de distribution mais également dans le processus de traitement. La consommation d'électricité dépend donc du relief de la zone de desserte et du traitement mis en œuvre. Le prix unitaire de l'électricité (w_E) est calculé comme le rapport entre les coûts en électricité et la consommation trimestrielle d'énergie, en dinars / kWh. Le coût des produits chimiques (w_M) est composé de plusieurs parts de coût regroupant des produits utilisés divers (charbon, sulfate d'alumine, chlore et chaux, etc.).

Concernant les variables techniques, capturant l'hétérogénéité des réseaux, nous considérons le nombre d'abonnés domestiques desservis (*Abon*), la densité de population (*Densit*), la fréquence et les plages horaires de distribution (*Jours* et *Heures*). Ces deux dernières variables sont exprimées en jours par semaine et en heures par jour respectivement et permettent de caractériser la qualité du service de distribution d'AEP. L'on s'intéresse ici aux fréquences hebdomadaires et plages horaires de distribution, à travers les différentes communes de l'échantillon, qui seront notamment utilisées comme variables explicatives dans la fonction du coût. Ces fréquences de distribution d'AEP ont été observées pour chaque commune de l'échantillon et se répartissent de façon hétérogène entre les 91 communes, avec des

⁶ Baumol, Willig et Panzar (1982) furent les premiers, au début des années 1980, à envisager l'existence de tels coûts fixes, nommés "irrécupérables" pour caractériser les secteurs de l'économie, notamment les industries en réseau et qui justifie leur position de monopole naturel.

variations temporelles parfois non négligeables. Ces dernières sont alimentées à des niveaux différents selon la disponibilité de la ressource et l'état du réseau de distribution, avec des plages horaires et fréquences hebdomadaires telles que: 24 h/24, 8h/jour, quotidien, 1 jour/2, 1 jour/3, 7 jours/7, etc. L'objectif des responsables du secteur de l'AEP, qui est de parvenir à un service permanent (7 jours/7, 24 heures/24), se heurte dans la pratique à la disponibilité de la ressource, mais également à des considérations de coût de distribution que notre analyse cherche à identifier. Les fréquences de distribution d'AEP seront par conséquent introduites comme variables explicatives dans la fonction de coût d'AEP, afin d'évaluer leur influence, en particulier sur les coûts marginaux de distribution d'eau.

Les variables représentant le capital sont: la longueur du réseau de distribution ($Long_1$), et celle du réseau d'adduction ($Long_2$) sont exprimées en kilomètres, la capacité de production ($Prod$) en m^3 /heure, la capacité de stockage ($Stoc$) en m^3 et la capacité de pompage ($Pomp$) en m^3 /heure. Des variables utiles à mobiliser, pour une comparaison avec les coûts marginaux estimés, sont également calculées, même si elles n'interviennent pas dans le système de la fonction de coût et des parts de coût. Nous construisons les variables concernant les prix unitaires ou moyens de l'eau distribuée ($Prix$), les prix marginaux, c'est-à-dire avant les taxes (P_m) et la consommation moyenne ($Cons_moy$) à partir des données de facturation (obtenues des services commerciaux). Le prix moyen (PM) exprimé en dinars / m^3 est obtenu en divisant le total des factures de la catégorie «consommation résidentielle» (ménages), calculé en sommant la valeur des quatre tranches qu'elle contient, par le total des volumes facturés de la même période. Pour le prix marginal (P_m) la procédure est la même mais en ne tenant pas compte des taxes forfaitaires suivantes: (RFA_EAU) et (RFA_ASS) (resp. redevance fixe eau et redevance fixe assainissement). La consommation moyenne ($Cons_moy$) exprimée en m^3 /ménage est définie comme le

rapport entre le volume de la catégorie «ménages» et le nombre d'abonnés de cette catégorie.

Le tableau 1 présente les statistiques descriptives des variables de notre échantillon. En raison d'observations manquantes pour certaines communes à certaines dates, le nombre total d'observations utilisables dans les estimations est de 878.

Tableau 1: **Statistiques descriptives sur l'échantillon**

Variable	Moyenne	Ecart-Type	Minimum	Maximum
$\log CV$	14.9023	1.3236	9.0866360	17.9386
w_L	0.6434	0.2956	0	1.0000
w_E	0.2717	0.2561	0	1.0000
w_M	0.0847	0.1081	0	1.0000
$\log V_D$	12.7845	1.1956	8.9191	16.0484
$\log V_P$	11.0719	1.6225	4.6249	14.7516
$\log p_L$	1.9663	0.3457	0.6822	2.4531
$\log p_E$	1.1812	0.2885	0.3336	2.7703
$\log p_M$	-1.8959	1.3428	-4.9125	1.0525
log Long1	10.6041	1.6045	0	13.4127
log long2	8.7730	1.8979	0	11.7829
log Prod	7.5519	2.2371	0	11.7007
log Stoc	7.5256	2.2321	0	12.2681
log Pomp	3.6706	4.2681	0	10.7567
log Densit	-0.5168	0.7419	-2.5262	1.1625
log Jours	1.6297	0.4169	0.5007	2.7080
log Heures	2.3049	0.6437	-0.4155	3.1780
log Abon	6.6724	3.6077	0	11.3923

Notes. 878 observations. Les indices L , E , M , D et P dénotent respectivement le travail, l'énergie et les produits chimiques (inputs), les volumes distribués et perdus (outputs).

4 - RESULTATS D'ESTIMATION

Comme indiqué plus haut, le modèle de coût Translog est estimé comme un système d'équations simultanées avec le log du coût variable et les parts d'inputs comme variables dépendantes. Les variables explicatives comprennent les volumes distribués et perdus (V_D, V_P), les prix des inputs (énergie, travail et produits chimiques), les

variables techniques en $\log(Long_1, Long_2, Prod, Stoc, Pomp)$, les autres variables propres au réseau (*Densit, Jours, Heures, Abon*) ainsi que les effets croisés entre toutes ces variables. Nous ajoutons enfin à la fonction de coût la tendance temporelle (*Trim*) ainsi que son carré, comme décrit dans l'équation (1) ci-dessus. Afin de détecter la présence de corrélation entre les effets individuels communaux et les variables explicatives, nous estimons le modèle par la méthode des effets fixes (SURE-Within) puis par la méthode SURE. L'on sait en effet (Hausman et Taylor, 1981), que le test de spécification d'Hausman rejettera indifféremment l'hypothèse nulle (non-corrélation) dans le cas de la spécification SURE ou celle des effets aléatoires en système, si une telle corrélation existe. Les résultats d'estimation sont présentés dans le tableau 2.

Tableau 2 : Résultats d'estimation

	Within-SURE (effets fixes)	Ecart- type	SURE	Ecart-type
Constante	-----	-----	-3,32828(*)	1,8248
VD	1,164256(***)	0,4143	0,902572(***)	0,3244
VP	0,012284	0,1237	0,21638	0,1511
VD * VD	0,026365	0,0548	0,134921(***)	0,057
VP * VP	0,07943(***)	0,0101	0,067495(***)	0,0122
VD * VP	-0,05144(***)	0,0192	-0,09653(***)	0,0229
wE	0,298249(***)	0,00253	0,429962(***)	0,0582
wL	0,373782(***)	0,00287	0,289376(***)	0,053
wM	0,327969(***)	0,00154	0,280662(***)	0,0196
wE * wE	0,172856(***)	0,0127	0,240015(***)	0,011
wE * wL	-0,15466(***)	0,0127	-0,25259(***)	0,00991
wE * wM	-0,01819(***)	0,00555	0,012572(***)	0,0028
wL * wL	0,21001(***)	0,015	0,316796(***)	0,00953
wL * wM	-0,05535(***)	0,00625	-0,06421(***)	0,00249
wM * wM	0,073539(***)	0,00483	0,051638(***)	0,00132
wE * VD	-0,04602(***)	0,00979	-0,01041(*)	0,00632
wE * VP	-0,00432	0,00362	0,000052	0,00414
wL * VD	0,05856(***)	0,0106	0,012268(**)	0,00578
wL * VP	0,003424	0,00406	-0,00493	0,00383
wM * VD	-0,01254(**)	0,00556	-0,00186	0,00189
wM * VP	0,0009	0,00205	0,004882(***)	0,00125
Long1	-0,20856	2,0193	0,101225	0,4846
Long2	1,313383	1,0361	0,470134(***)	0,1412
Long1 * Long1	0,240872	0,2351	-0,00075	0,0638
Long2 * Long2	0,081271	0,1047	0,017128(**)	0,0084
Long1 * Long2	-0,18632(**)	0,0895	0,022376	0,0234
Prod	0,07783	0,1761	-0,55299(***)	0,1323
Prod * Prod	0,025731	0,0242	-0,04642(***)	0,00867
Stoc	-0,06364	0,7751	0,159799	0,1863
Stoc * Stoc	0,033633	0,0574	0,021692(***)	0,00534
Pomp	0,572809	0,4139	0,380224(***)	0,0543
Pomp * Pomp	-0,08526(**)	0,0374	-0,01628(***)	0,00444

Densit	1,348916	1,4153	0,274559	0,5485
Densit * Densit	-0,34798(*)	0,1958	-0,12279	0,0921
Jours	0,94459	0,8015	3,913522(***)	0,5206
Jours * Jours	-0,60006(***)	0,2381	-0,46324(**)	0,2327
Heures	0,197193	0,36	0,744773(**)	0,3358
Heures * Heures	0,087836(**)	0,0382	-0,08795(**)	0,0462
Abon	0,000521	0,1009	-0,17917	0,1244
Abon * Abon	-0,01621	0,0112	0,032487(***)	0,00703
wE * Long1	0,11005(***)	0,0179	0,008423(**)	0,00402
wE * Long2	-0,02023	0,0144	-0,00611(**)	0,00272
wL * Long1	-0,09158(***)	0,0196	-0,0081(**)	0,0037
wL * Long2	0,022295	0,0158	0,006039(***)	0,00251
wM * Long1	-0,01847(*)	0,0102	-0,00032	0,00118
wM * Long2	-0,00207	0,00835	0,000076	0,000815
wE * Prod	0,003808	0,00587	0,000076	0,000815
wL * Prod	-0,00215	0,00648	0,006238(***)	0,00184
wM * Prod	-0,00166	0,00332	0,000507	0,000591
wE * Stoc	-0,00279	0,0119	-0,00195	0,0023
wL * Stoc	0,005431	0,013	0,002348	0,00213
wM * Stoc	-0,00264	0,00706	-0,00039	0,000671
wE * Pomp	0,011476(**)	0,00572	0,012726(***)	0,00116
wL * Pomp	-0,02361(***)	0,0063	-0,0128(***)	0,00106
wM * Pomp	0,012134(***)	0,00332	0,000074	0,000342
wE * Densit	0,04136(**)	0,018	-0,0269(***)	0,00702
wE * Jours	-0,01405	0,0151	0,088686(***)	0,0117
wE * Heures	-0,01199	0,00776	0,009023	0,00761
wL * Densit	-0,025	0,0202	0,020679(***)	0,0065
wL * Jours	0,043933(***)	0,0168	-0,07683(***)	0,0107
wL * Heures	0,005158	0,0087	-0,01252(*)	0,00705
wM * Densit	-0,01636	0,0104	0,006225(***)	0,00206
wM * Jours	-0,02988(***)	0,00847	-0,01186(***)	0,00346
wM * Heures	0,006836	0,00439	0,003493	0,00225
wE * Abon	0,000556	0,00109	-0,00279(**)	0,00139
wL * Abon	-0,00075	0,00124	0,003327(***)	0,00127
wM * Abon	0,000191	0,000626	-0,00054	0,000423
VD * Long1	-0,01582	0,0597	0,027985	0,0464
VP * Long1	0,03347(*)	0,0202	-0,01597	0,0245
VD * Long2	-0,01248	0,0329	-0,08323(***)	0,0239
VP * Long2	-0,02612(***)	0,00863	0,036477(***)	0,0096
VD * Prod	-0,01962	0,024	0,034228(*)	0,0196
VP * Prod	-0,01009	0,00676	-0,0192(***)	0,00793
VD * Stoc	0,018828	0,0207	0,023984	0,0245
VP * Stoc	-0,03922(***)	0,0112	0,022763(*)	0,0124
VD * Pomp	0,000692	0,0118	-0,06269(***)	0,00783
VP * Pomp	0,009232(***)	0,0033	0,002565	0,0035
VD * Densit	-0,09038	0,0767	0,362644(***)	0,0612
VD * Jours	0,001228	0,0614	-0,30809(***)	0,0679
VD * Heures	-0,05457	0,0384	-0,03465	0,0441
VP * Densit	0,01776	0,0265	-0,05762(*)	0,0314
VP * Jours	-0,01637	0,0322	0,126005(***)	0,0371
VP * Heures	0,027411	0,0189	-0,001	0,0241
VD * Abon	-0,01364(**)	0,00751	-0,00378	0,00945
VP * Abon	0,017376(***)	0,0041	0,002125	0,00519
Abon * Long1	0,004062	0,00265	-0,0033	0,00325
Abon * Long2	-0,00495(**)	0,00244	0,003018	0,00251
Abon * Prod	-0,00052	0,0012	0,002883(**)	0,0014
Abon * Stoc	0,00104	0,00147	-0,00284	0,00186

Abon * Pomp	0,000424	0,000888	-0,00123	0,000974
Abon * Densit	-0,01867(*)	0,011	-0,01503	0,0123
Abon * Jours	0,01332	0,0109	0,016739	0,0119
Abon * Heures	0,000281	0,0063	0,005153	0,0078
Long1 * Prod	-0,01038	0,029	0,042595(**)	0,0222
Long1 * Stoc	-0,04442	0,1025	-0,04403	0,0308
Long1 * Pomp	0,038651	0,0467	0,01156	0,00865
Long1 * Densit	-0,00054	0,1586	-0,12633(**)	0,0632
Long1 * Jours	0,001845	0,0904	-0,2423(***)	0,0859
Long1 * Heures	-0,03494	0,0312	-0,08481(**)	0,0386
Long2 * Prod	0,010882	0,0126	0,017936(*)	0,0096
Long2 * Stoc	0,062419(*)	0,0363	-0,04995(***)	0,00985
Long2 * Pomp	-0,04674	0,0312	0,015719(***)	0,00398
Long2 * Densit	-0,00209	0,0375	0,066482(***)	0,0261
Long2 * Jours	-0,01641	0,0348	-0,01819	0,0281
Long2 * Heures	0,00688	0,0175	0,037795(**)	0,0179
Prod * Stoc	0,014938	0,017	-0,04388(***)	0,0115
Prod * Pomp	-0,00604	0,00617	0,013067(***)	0,00198
Prod * Densit	0,006373	0,0253	-0,05707(***)	0,0187
Prod * Jours	-0,00759	0,0238	0,119683(***)	0,0229
Prod * Heures	0,011231	0,0127	0,026113(*)	0,015
Stoc * Pomp	-0,02285(**)	0,0116	0,023414(***)	0,00415
Stoc * Densit	0,051525	0,0486	-0,27245(***)	0,0369
Stoc * Jours	-0,04601(**)	0,0205	0,121605(***)	0,0225
Stoc * Heures	0,008757	0,0175	0,038006(*)	0,0223
Pomp * Densit	-0,07285(***)	0,0271	0,005974	0,00982
Pomp * Jours	0,033748(**)	0,0158	0,041637(***)	0,0103
Pomp * Heures	0,010401	0,00711	-0,03045(***)	0,00725
densit * Jours	-0,10054	0,1217	-0,27969(***)	0,1134
densit * Heures	-0,00117	0,0548	-0,10739(*)	0,0568
Jours * Heures	0,129422(**)	0,062	0,028291	0,0688
Trim	0,014482(*)	0,00882	-0,03528(***)	0,0109
Trim * Trim	0,000081	0,00099	0,007407(***)	0,00131
Trim * wE	-0,00181(***)	0,000739	0,001022(*)	0,000599
Trim * wL	0,002919(***)	0,000821	-0,00048(*)	0,000293
Trim * wM	-0,0011(***)	0,000414	-0,00054(*)	0,000316
\bar{R}^2 (équation de coût variable)				

Nombre d'observations = 878.

(*), (**) et (***) indiquent respectivement les niveaux de confiance 10%, 5% et 1%.

Avec la procédure Within-SURE (effets fixes), les \bar{R}^2 pour w_E , w_L et w_C sont respectivement de 0,2331, 0,3414 et 0,5457.

La valeur de la statistique de test d'Hausman (test de la spécification effets fixes vs. effets aléatoires) est de 700,0514, à comparer avec la valeur théorique d'un chi-deux avec 119 degrés de liberté, ce qui permet de rejeter l'hypothèse nulle d'absence de corrélation entre les effets individuels (des communes) et les variables explicatives. Nous retiendrons par conséquent la spécification des effets fixes dans l'interprétation des résultats et le calcul des mesures d'efficacité et

d'élasticités. Les coefficients de détermination associés aux équations estimées par la méthode SURE-Effets fixes sont satisfaisants, notamment pour celle du coût variable (0,5872) et la part de produits chimiques (0,5457).

L'étude de la flexibilité des coûts nous permet d'analyser la performance des services de notre échantillon de façon détaillée, en s'appuyant sur la technologie spécifique des réseaux d'alimentation en eau potable. Nous pouvons ainsi faire une extension de l'analyse de production classique en introduisant les notions de rendements de densité propres aux industries de réseaux.

Grâce à la normalisation des données (approximation de la fonction de coût variable autour de la moyenne), les paramètres de premier ordre peuvent être interprétés directement comme des élasticités de coût (estimées à la moyenne d'échantillon des autres variables). Par exemple, les estimations d'élasticité de coût par rapport aux biens produits s'interprètent directement de la façon suivante : un accroissement de 10% du volume d'eau distribué V_D et du volume d'eau perdu V_P entraîne une augmentation du coût variable respectivement de 11,64% et 0,12%, toutes choses égales par ailleurs. Ces estimations montrent que la production d'une unité supplémentaire d'eau "perdue" accroît les coûts d'exploitation dans une moindre mesure qu'une unité supplémentaire d'eau "vendue". Ceci serait une première explication au fait que la minimisation des pertes d'eau n'est pas vraiment une priorité pour le responsable du service, en particulier si la réparation des fuites est très coûteuse.

Si nous étudions de façon plus précise les estimations des élasticités de coût par rapport aux variables de capital, nous pouvons en tirer de précieux enseignements. Une condition nécessaire, pour que le programme du service d'eau corresponde à une minimisation des dépenses à long terme, est que la dérivée du coût variable, par rapport au capital technique, est égale à l'opposé du coût unitaire de ce dernier. Nous pouvons alors conclure que dans le cas contraire, le service ne se trouve pas sur le sentier d'équilibre de long terme (voir Garcia, 2001). Les valeurs des élasticités de coût par rapport à la capacité de stockage $Stoc$ et la variable représentant l'importance du réseau $Long_1$ ne sont pas significatives. Le signe négatif des paramètres est cohérent avec la propriété de non croissance de la fonction

de coût variable par rapport au capital, mais nous ne pouvons pas conclure que les responsables du service d'eau font un calcul de long terme. L'estimation des élasticités de coût par rapport à la capacité de production $Prod$, la capacité de pompage $Pomp$ sont positives $[(0,07), (0,57)]$, ce qui signifie que le service moyen est caractérisé par des capacités excessives de production et pompage.

Ces résultats sont en accord avec la pratique observée: le gestionnaire d'un service doit se protéger contre d'éventuels chocs positifs importants de la demande. Il doit en effet se garantir contre les différents pics de consommation dans la journée surtout. Le gestionnaire doit être aussi capable de répondre aux variations liées aux changements de saisons, en particulier dans des régions fortement marquées par le tourisme, comme celles étudiées. Les réservoirs ont cette fonction de régulation. Par ailleurs, ces résultats sont vérifiés pour la plupart des services de notre étude qui ne seraient pas situés sur le sentier d'équilibre de long terme. Par conséquent, si nous avons estimé une fonction de coût de long terme, celle-ci aurait été mal spécifiée.

Le Tableau 3 présente les rendements de réseau estimés pour le service moyen (au point moyen des variables de l'échantillon).

Tableau 3: Rendements de réseau de court et long terme

Elasticité	Estimation	Ecart-type
EDP _{CT}	0,093692(***)	0,00553
EDP _{LT}	1,001346(***)	0,00486
EDU _{CT}	0,094284(***)	0,0056
EDU _{LT}	0,997786(***)	0,00748
EE	0,945778(***)	0,0225

Notes: CT et LT signifient respectivement court et long terme. EDP est l'élasticité de densité de production, EDU l'élasticité de densité d'utilisateurs et EE l'élasticité d'échelle.

Il est informatif de tester l'hypothèse $H0$: rendements=1 (les rendements sont constants) contre l'hypothèse $H1$: rendements < 1 (rendements décroissants) ou $H1$: rendements > 1 (rendements croissants). La valeur de l'élasticité de production est inférieure à 1 (0,09 à court terme) et égale à 1 à long terme, ce qui permet de conclure : les rendements sont décroissants à court terme et les rendements à long

terme sont constants, de même pour les rendements de densité d'usagers. Enfin, les rendements d'échelle sont significativement décroissants pour le service moyen.

Dans le but d'avoir des interprétations des estimations pour des services de caractéristiques différentes et afin d'approcher la taille efficiente d'un service d'eau particulier dans l'échantillon, nous avons recalculé ces élasticités en classant les individus selon plusieurs critères. Le premier classement consiste à ordonner les services selon qu'ils distribuent un volume d'eau exprimé en m^3 par abonné faible ([Min - Q1]), moyen ([Q1 - Q3]) ou élevé ([Q3 - Max]), où Q1, Q2 et Q3 représentent respectivement les quantiles d'ordre de 25%, 50% et 75% de la distribution considérée. Cela nous permet de comparer les rendements de densité de production estimés par rapport à la densité de production. La partie haute du tableau 4 présente également les résultats d'estimation des élasticités d'usagers et d'échelle suivant ce classement. Nous utilisons les écarts-types estimés et reportés dans le tableau pour tester l'hypothèse nulle de rendements constants.

Les valeurs obtenues indiquent que les élasticités de densité de production sont significativement inférieures à 1 sur le court terme et ne sont pas différentes de 1 sur le long terme, avec des valeurs de respectivement 0,0724 et 1,0006 pour les volumes d'eau par abonné les plus faibles. Les rendements de densité d'usagers sont également constants sur le long terme, avec une valeur estimée très peu différente de 1 (0,9960). En revanche, les rendements d'échelle sont clairement et significativement constants. Par ailleurs, ces économies d'échelle décroissent avec la densité de production, indiquant ainsi que les services dont les abonnés consomment le moins d'eau ont le plus de bénéfice à retirer d'un rapprochement avec d'autres communes au sein d'un même service.

Pour connaître l'impact de la densité d'usagers sur les coûts, nous avons classé les services par rapport au nombre d'abonnés desservis au kilomètre. Comme cela peut être vu dans la partie centrale du tableau 4, les estimations indiquent que les rendements de densité d'usagers sont constants à long terme lorsque le nombre d'abonnés au kilomètre est faible. Les rendements deviennent ensuite légèrement croissants avec la concentration des abonnés. Cette tendance semblerait signifier qu'une zone à densité de population élevée (zone urbaine) est davantage en mesure d'accueillir de nouveaux abonnés que les zones moins peuplées, en particulier à long terme (valeur de

l'élasticité de 1,0004 pour un écart-type de 0,0128). Il est intéressant de noter que l'on observe, pour les densités d'usagers les plus élevées, l'élasticité de densité de production la plus forte (1,0021 à long terme) indiquant également une bonne capacité pour ces services à accroître leur distribution d'eau par abonné. En outre, on observe les rendements d'échelle significativement constants pour toutes les densités d'usagers, avec une légère amélioration à partir d'une certaine densité. Il y aurait donc intérêt à accroître le regroupement des communes lorsque les zones de desserte sont à densité plus élevée.

Nous avons également classé les services selon la densité de population desservie par la même unité de distribution : nous pouvons avoir une idée de l'évolution des rendements d'échelle en fonction de la taille du service d'eau. Les résultats reportés dans la partie inférieure du tableau 4 révèlent qu'il est toujours profitable pour les agences municipales de regrouper plusieurs communes sous forme de syndicat intercommunal. Pour les services communaux, il y a une absence d'économie d'échelle avec élasticité estimée (0,9415). Il en est de même pour les services comprenant la densité de population la plus élevée et dont les rendements sont significatifs et égaux à 0,9644 (avec écart-type égal à 0,0316). Cependant, pour tous les services, nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle de rendements d'échelle constants sur le long terme. Les valeurs des élasticités nous montrent que l'on est vraiment très loin d'avoir des déséconomies d'échelle. Cela indiquerait ainsi qu'il n'existe aucun gain, voire même une perte économique à accroître indéfiniment le groupement de communes. Nous trouvons des résultats similaires, à ceux des précédents cas, concernant les densités de production et indiquant des rendements constants sur le long terme et décroissants à court terme. L'évolution des élasticités de production indique en particulier que les services qui ont le plus intérêt à s'agrandir sont aussi ceux qui ont intérêt à accroître leur quantité d'eau distribuée.

Tableau 4: **Elasticités estimées de densité et d'échelle selon la classe de volume distribué**

Services classés par volume d'eau mis en distribution m3 / Abon						
	[Min - Q1]		[Q1 - Q3]		[Q3 - Max]	
	CT	LT	CT	LT	CT	LT
EDP	0,0724505	1,0006676	0,0745724	1,0005233	0,1063699	0,9988167
Ecart-type	0,059982	0,0062002	0,0517932	0,0038896	0,0564874	0,0050888
EDU	0,0731357	0,9960267	0,0751877	0,9964986	0,1074765	0,9914773
Ecart-type	0,0609559	0,0175772	0,0526359	0,0138319	0,0583037	0,0267533
EE	0,9602323		0,9558681		0,934633	
Ecart-type	0,0406608		0,0358432		0,0450301	
Services classés par nombre d'abonnés au Kilomètres (Abon / Km)						
	[Min - Q1]		[Q1 - Q3]		[Q3 - Max]	
	CT	LT	CT	LT	CT	LT
EDP	0,1089725	0,9987791	0,0834121	0,9992564	0,0550764	1,0021274
Ecart-type	0,0649358	0,0025592	0,0599865	0,0046628	0,0240214	0,0046864
EDU	0,1098682	0,9934016	0,0843205	0,9919869	0,0554219	1,0004558
Ecart-type	0,0659671	0,0135462	0,0614276	0,0210821	0,0243216	0,0128102
EE	0,9382934		0,9480798		0,9674354	
Ecart-type	0,038185		0,044044		0,0233089	
Services classés par densité de population desservie						
	[Min - Q1]		[Q1 - Q3]		[Q3 - Max]	
	CT	LT	CT	LT	CT	LT
EDP	0,1028894	0,998459	0,0884328	1,0009943	0,0585403	1,0015477
Ecart-type	0,0721951	0,002427	0,0520853	0,0054564	0,0296986	0,0057172
EDU	0,1038748	0,9922974	0,0889986	0,9970443	0,0586981	0,9996769
Ecart-type	0,073293	0,0124581	0,053174	0,0213175	0,0296213	0,0151228
EE	0,9415066		0,944678		0,9644165	
Ecart-type	0,0421407		0,0386102		0,0316371	

Notes: Toutes les élasticités sont calculées à la moyenne du sous-échantillon des variables. CT et LT signifient respectivement court et long terme. EDP est l'élasticité de densité de production, EDU l'élasticité de densité d'usagers et EE l'élasticité d'échelle.

Le tableau 5 présente les estimations des élasticités-prix propres et croisées ainsi que celles des élasticités de substitution de Morishima, calculées à partir de la moyenne des parts de coût observées.

Nous constatons en premier lieu que les élasticités-prix propres ont le signe attendu, c'est-à-dire que les demandes de facteurs réagissent négativement à une variation de leur prix et de façon significative. Les facteurs de production peuvent être considérés comme des substituts au sens de Morishima, puisque les élasticités de substitution sont positives.

La substitution entre énergie et produits chimiques apparaît relativement aisée, car l'estimation de δ_{EM}^M (0,71, significative) indique que les services sont capables de substituer du matériel à l'énergie assez facilement. La substitution inverse apparaît un peu moins facile, car l'estimation de δ_{ME}^M est plus faible (0,36, significative). L'élasticité de substitution δ_{TM}^M est, quant à elle positive (0,63) et significative, montrant ainsi que le travail et le matériel sont des substituts.

Considérons à présent la substitution entre les facteurs travail et matériel. Nous avons souligné auparavant que les dépenses en matériel incluaient différents types de dépenses comme les coûts des produits chimiques, de maintenance tels réparations et sous-traitance qui nécessitent beaucoup de main- d'œuvre. Nous pouvons présumer que les services d'eau utilisent indifféremment leur propre personnel ou celui lié à des contrats de sous-traitance. Cependant, il n'est pas immédiat que les deux types de travail sont substituables en pratique. Néanmoins, la sous-traitance est la principale composante des dépenses en matériel. Ainsi, puisque travail et matériel apparaissent comme substituts dans nos estimations, nous nous autorisons à conclure que sous-traitance et travail sont des substituts dans notre cas particulier.

Tableau 5: Estimation des élasticités - prix et des élasticités de substitution de Morishima

Elasticité- prix Elasticité de substitution

	Energie	Travail	P ⁱ chimique
Energie	-0,1221*** (0,0430)	-0,14479*** (0,0427)	0,26697*** (0,0186)
Travail	-0,1155*** (0,0341)	-0,06437 (0,0402)	0,179898*** (0,0168)
P ⁱ chimique	0,242778*** (0,0177)	0,205027*** (0,0198)	-0,4478*** (0,0149)

Tableau 5: Estimation des élasticités - prix et des élasticités de substitution de Morishima

Elasticité- prix Elasticité de substitution

	Energie	Travail	P ⁱ chimique
Energie	0	-0,08042 (0,0809)	0,714774*** (0,0266)
Travail	0,006651 (0,0751)	0	0,627702*** (0,0274)
P ⁱ chimique	0,364959*** (0,0502)	0,269394*** (0,0535)	0

Notes: Les élasticités sont calculées à la moyenne des parts de coût. Les écarts-types sont entre parenthèses.

Le concept du coût marginal est l'un des concepts les plus importants à mobiliser dans une analyse de la performance d'une activité de production. L'estimation des coûts marginaux d'un secteur d'activité est, de plus, d'un grand intérêt pour la fixation du prix ou la détermination du prix d'équilibre, que ce secteur soit réglementé ou non. La comparaison du coût marginal et du prix pratiqué peut donner une information sur le déficit ou l'excédent des comptes de l'exploitant. Cette estimation apporte un élément indispensable pour une autorité indépendante de régulation qui veut instaurer un prix plafond ("Price Cap") ou qui désire mettre en place une concurrence par comparaison ("Yardstick competition").

Nous avons calculé les coûts marginaux de distribution de l'eau potable aux usagers pour chaque service à partir de la fonction de coût variable de court terme. Pour une forme fonctionnelle Translog, le coût marginal estimé du bien J est donné par l'expression suivante :

$$Cm_j(w, y; K, Z) = \frac{\partial CT}{\partial y_j} = \frac{\partial \ln CT}{\partial \ln y_j} \times \frac{CT}{y_j}, \quad (16)$$

où Cm_j est le coût marginal du bien J , CT représente le coût total de court terme du service (coûts variables et coûts fixes) et y_j est la quantité produite du bien J .

Tableau 6: Estimation des coûts marginaux et comparaison avec les prix (AEP, abonnés domestiques)

Variable	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
Coût marginal de VD	7,5250	7,5684	0,9911	49,7081
Coût marginal de VP	11,6027	10,2494	0,9957	57,5181
Prix moyen	35,8285	120,9521	0,0312	3315,9
Prix marginal	12,6661	3,7534	4,2009	31,5477
Moyenne pondérée des coûts marginaux	8,3405	7,6985	1,1980	51,2361

Notes. 868 observations. La moyenne pondérée des coûts marginaux est obtenue par

la formule:
$$Cm = (Cm_{V_D} \times V_D + Cm_{V_P} \times V_P) / (V_D + V_P).$$

La moyenne du coût marginal du volume d'eau distribué (V_D) est estimée à 4,669 dinars et est significative à 1% (écart-type estimé de 0,443). Cette estimation du coût marginal est inférieure au prix marginal du mètre cube observé en moyenne par les agences de services et qui est égal à 12,666 dinars. Nous avons également estimé la moyenne du coût marginal du volume perdu: égale à 6,003 dinars et également significative à un niveau de confiance de 1% (écart-type de 0,440). Les résultats d'estimation révèlent des différences importantes entre les services d'AEP en termes d'efficacité. Ainsi, le coût marginal du mètre cube distribué le plus faible est estimé à 0,9911 dinar, alors que celui le plus élevé avoisine les 49,7081 dinars.

Les élasticités de coût marginal sont estimées à la moyenne des variables de l'échantillon et sont présentées dans le tableau 7. Toutes ces élasticités sont significatives à un niveau de confiance de 1%, les élasticités prix propres étant positives et l'élasticité croisée entre volume distribué et volume perdu étant négative. La courbe du coût marginal des pertes n'est pas décroissante, indiquant clairement que le service n'a pas intérêt à accroître son volume d'eau perdu pour sortir de la zone d'inefficacité. En conséquence, ces résultats indiquent bien l'existence de complémentarité de coût entre les deux biens produits, l'un désiré et l'autre non désiré, comme dans l'étude de Garcia (2001). Il y aurait donc un réel avantage économique à produire ensemble ces deux outputs, ce qui serait une explication au niveau élevé de fuites dans les réseaux de nombreuses communes.

Tableau 7: Estimation des élasticités du coût marginal des volumes distribués et perdus

Variable	Estimation	Ecart-type
VD (volume distribué)	0,5457(***)	0,0519
VP (volume perdu)	0,1796(***)	0,0132
VD * VP	-0,0514(***)	0,0192

Notes: Les élasticités sont calculées au point d'approximation de la forme Translog.

V_d et V_p signifient, respectivement, volume distribué et volume perdu.

Nous évaluons enfin l'impact de la qualité du service, mesurée par la fréquence et les plages horaires de distribution aux abonnés, sur les performances du service d'eau, en calculant les élasticités du coût marginal de distribution par rapport aux variables *heures* et *jours*. Les estimations de ces élasticités figurent dans le tableau 8 et s'interprètent de la façon suivante : un accroissement de 1% de plages horaires et de fréquence de distribution, entraîne une diminution du coût marginal du service dans les proportions respectives suivantes (-0,35% et -0,12%), toutes choses égales par ailleurs. Dans la mesure où le volume d'eau distribué est déjà intégré dans la fonction de coût, ces signes négatifs ne peuvent être attribués au fait que le coût marginal diminuerait avec des volumes distribués (et donc produits) plus importants (ce qui serait le cas si les fréquences et plages horaires de distribution étaient plus importantes). Un effet négatif de la durée du service (de distribution) sur le coût des services d'eau potable a également été obtenu par Nauges et Van Den Berg (2008), qui estiment l'élasticité du coût moyen par rapport à la durée (en nombre d'heures par jour, équivalent de notre variable *heures*) à -0,207.

Nous préférons interpréter ces élasticités négatives comme le signe que les plages horaires et fréquences de distribution sont directement liées à la rareté de la ressource. Ainsi, pour un même volume d'eau mis en distribution, le coût marginal serait inférieur si la ressource en eaux brutes était relativement plus abondante, avec pour corollaire une meilleure qualité du service (une fréquence et/ou des plages de distribution plus avantageuses pour les usagers). Avec cette interprétation, les variables *heures* et *jours* capteraient en réalité le degré de saturation des ressources en eau mobilisables dans la distribution d'AEP du réseau, degré qui serait inversement proportionnel à ces variables. Ces dernières représenteraient ainsi par exemple l'état de vétusté du réseau d'AEP se traduisant par un coût marginal de

distribution supérieur si la ressource est plus limitée. Nos estimations ne doivent donc pas être utilisées en considérant que les variables *heures* et *jours* sont des variables de décision, parfaitement ajustables par les gestionnaires des réseaux, qui pourraient diminuer le coût marginal de distribution en augmentant la fréquence et/ou les plages horaires de distribution. En effet dans ce cas, la saturation de la ressource disponible ne permettrait pas de distribuer le volume d'eau requis.

Tableau 8: **Estimation des élasticités du coût marginal par rapport à la fréquence de distribution d'AEP**

Variable	Elasticité	Ecart-type
Jours	-0,34951(**)	0,1662
Heures	-0,12184	0,113

CONCLUSION

Dans cet article, nous avons analysé les performances de l'activité de distribution d'eau potable sur la base d'un échantillon de services d'eau algériens gérés par l'ADE. A partir de la modélisation économique des décisions des gestionnaires en charge de l'exploitation des services d'AEP et à l'aide d'une fonction de coût variable multi-produits, nous avons résumé les différentes informations sur la technologie de production et de distribution (substitution entre facteurs, rendements d'échelle, etc.), pour l'échantillon total des communes desservies par les différentes agences de l'eau.

L'estimation des paramètres de la fonction de coût et des équations de parts, nous permet de calculer les élasticités de substitution entre facteurs de production ainsi que les élasticités de densité et d'échelle pour les services de notre échantillon. Au vu des résultats présentés dans cet article, nous pouvons tirer plusieurs enseignements sur la technologie de l'alimentation en eau potable et sur la structure des coûts de l'activité, dans le but d'une régulation efficace de la ressource en eau.

- 1- La substitution des facteurs de production entre eux ne suggère pas la possibilité d'un arbitrage entre l'activité de production et celle de distribution de l'AEP. La substitution par le facteur électricité (essentiellement utilisée dans l'extraction et la mise en pression d'un volume d'eau) du facteur travail, dont une large part consiste en des réparations et de la sous-traitance, en

est un bon exemple. Cela ne nous autorise pas à penser qu'un exploitant peut prendre la décision de laisser le réseau en l'état et d'accroître sa production en amont, pour maintenir la satisfaction de la demande des usagers.

- 2- Les tests réalisés, à partir des paramètres associés aux variables de capital, nous permettent de conclure que le service moyen est caractérisé par des capacités excessives de production et de pompage. L'explication de ce résultat est liée à la gestion de la demande des usagers. En effet, le responsable du service doit se prémunir contre d'éventuels chocs positifs importants de la demande.
- 3- Pour le service moyen, les rendements de densité de production sont constants à long terme. Les estimations des élasticités d'échelle (lorsqu'elles sont égales à 1) confirment l'idée selon laquelle un service est exposé à une absence d'économie d'échelle. Sur tout l'intervalle de densité, les élasticités d'échelle étant fortement identiques et proches de 1, les services d'AEP sont vraiment loin de profiter de déséconomies d'échelle.
- 4- Les estimations des élasticités propres de coût marginal montrent que la courbe du coût marginal, par rapport au volume d'eau distribué, est décroissante. L'élasticité croisée du coût marginal, par rapport aux volumes distribués et perdus, est négative; ce qui constitue une validation empirique de la complémentarité de coût entre le volume d'eau distribué et le volume d'eau perdu.
- 5- Globalement, ces résultats sont encourageants en ce qui concerne leur application directe en termes de décisions politiques. La présence de résultats sur la complémentarité de coût entre les deux biens produits nous fournit en revanche de précieuses informations sur l'intérêt de produire les deux biens conjointement.
- 6- Les élasticités du coût marginal, par rapport à la fréquence et aux plages horaires de distribution, sont négatives; ce qui est interprété ici comme des performances des services d'AEP inférieures, lorsque la ressource brute en eau est limitée. Des services ayant accès à une ressource abondante peuvent par contre assurer une meilleure qualité du service tout en bénéficiant d'un coût marginal de distribution plus faible.

Références bibliographiques

- Baumol, W.J.**, 1977. On the Proper cost tests for natural monopoly in a multiproduct industry; *American Economic Journal*, 67(5), 809-822.
- Bhattacharyya, A., T.R. Harris, R. Narayanan & K. Raffiee**, 1995. Specification and estimation of the effect of ownership on the economic efficiency of the water utilities; *Regional Science and Urban Economics*, 25, 759-784.
- Blackorby, C. & R. R. Russell**, 1989. Will the real elasticity of substitution please stand up? (A Comparison of the Allen/Uzawa and Morishima elasticities); *American Economic Review*, 79(4), 882-888.
- Caves, Christensen, D.W., L.R. Christensen & J.A. Swanson**, 1981. Productivity growth, scale economies and capacity utilization in U.S. railroads, 1955-74; *American Economic Review*, 71(5), 994-1002.
- Caves, Christensen, D.W., L.R. Christensen, et M. W. Tretheway**, 1984. Economies of density versus economies of scale: why trunk and local service airline costs differ. *Rand Journal of Economics*, 15(4), 471-489.
- Christensen, L.R., D.W. Jorgensen & L.J. Lau**. 1973. Transcendental logarithmic production frontiers. *Review of Economics and Statistics*, 55, 28-45.
- Chambers, R. G.**, 1988. *Applied production analysis: a dual approach*; Cambridge University Press, Cambridge.
- Diakité, D., & A. Thomas**, 2005. La demande d'eau à usage résidentiel en Côte d'Ivoire: une analyse économétrique sur données de panel. Document de travail, Université de Toulouse.
- Diewert, W. E., & T. J. Wales**, 1987. Flexible functional forms and global curvature conditions; *Econometrica*, 55(1), 43-68.
- Ford, J.L., & J.J. Warford**, 1969. Cost functions for the water industry. *Journal of Industrial Economics*, 18(1), 53-63.
- Garcia, S. & Thomas A.**, 2001. The structure of municipal water supply costs: Application to a panel of french local communities; *Journal of productivity Analysis*, 2001, 16, 5-29.
- Garcia, S.**, 2001. *Analyse économique des coûts d'alimentation en eau potable*. Thèse de Doctorat, Université de Toulouse I - Sciences sociales.

- Hausman J. A., & Taylor, W. E.**, 1981. Panel data and unobservable individual effects; *Econometrica*, 49 (6), 1377-1398.
- Maya Khelladi**, 2008. Economiste de l'eau. *Le secteur de l'eau en Algérie: le programme d'assistance technique remboursable*. Janvier.
- Morishima, M.**, 1967. A few suggestions on the theory of elasticity; *Keiza Hyoron (Economic Review)*, 16, 144-150.
- Nauges, C. & C. van den Berg**, 2008. Economies of density, scale and scope in the water supply and sewerage sector: a study of four developing and transition economies. *Journal of Regulatory Economics*, 34, 144-163.
- Panzar, J.C.**, 1989. Technological determinants of firm and industry structure; Chap. 1, dans Schmalensee R. et Willig R.D., Eds., *Handbook of Industrial Organization*, Vol. 1, Elsevier Science Publishers B.V.
- Panzar, J.C., & R.D. Willig**, 1977. Economics of scale in multi-output production; *Quarterly Journal of Economics*, 91(3), 481-493.
- Roberts, M. J.**, 1986. Economies of density and size in the production and delivery of electric power; *Land Economics*, 62(4), 378-387.
- Salvenes, K.G., & S.Tjotta**, 1994. Production differences in multiple output industries: an application to electric distribution. *Journal of Productivity Analysis*, 5(1), 23-43.
- Thomas, A. & D. Diakité**, 2005. Structure des coûts d'alimentation en eau potable; une application aux unités de production ivoiriennes. Document de travail LERNA, Université de Toulouse I.
- Zellner, A.**, 1962. An efficient method of estimating seemingly unrelated regression and test for aggregation bias; *Journal of the American Statistical Association*, 58, 348-368.