

Analyse économique des coûts des services d'eau potable et qualité des prestations offertes aux usagers

Hélène Bouscasse, François Destandau et Serge Garcia



Édition électronique

URL : <https://journals.openedition.org/rei/3819>

DOI : 10.4000/rei.3819

ISSN : 1773-0198

Éditeur

De Boeck Supérieur

Édition imprimée

Date de publication : 15 juin 2008

Pagination : 7-26

ISSN : 0154-3229

Référence électronique

Hélène Bouscasse, François Destandau et Serge Garcia, « Analyse économique des coûts des services d'eau potable et qualité des prestations offertes aux usagers », *Revue d'économie industrielle* [En ligne], 122 | 2e trimestre 2008, document 1, mis en ligne le 15 juin 2010, consulté le 03 juin 2022. URL : <http://journals.openedition.org/rei/3819> ; DOI : <https://doi.org/10.4000/rei.3819>

Hélène BOUSCASSE (*)
et François DESTANDAU
Laboratoire GSP, UMR Cemagref-Enges

Serge GARCIA
INRA, UMR 356 Économie Forestière
Agroparistech, Engref, Laboratoire d'Économie Forestière

ANALYSE ÉCONOMÉTRIQUE DES COÛTS DES SERVICES D'EAU POTABLE ET QUALITÉ DES PRESTATIONS OFFERTES AUX USAGERS

Mots-clés : Qualité de service, coût, frontière stochastique, efficacité, eau potable.

Key words : Service Quality, Cost, Stochastic Frontier, Efficiency, Water Supply.

INTRODUCTION

Aujourd'hui dans le secteur de l'alimentation en eau potable (AEP), une des questions qui se posent aux pays industrialisés est l'allocation optimale des ressources en eau et des moyens financiers. Des réformes modifiant organisation, mode de gestion et régulation des services d'eau ont été mises en oeuvre dans plusieurs pays de l'Union européenne (Angleterre et Pays de Galles, France, Italie...) afin d'inciter les gestionnaires des services à réduire leurs coûts et préserver la ressource sans affecter la qualité des prestations aux usagers. La participation du secteur privé, supposée introduire plus d'efficacité dans la gestion des services, a été accompagnée de mesures visant à restreindre

(*) Les auteurs remercient les deux rapporteurs anonymes pour leurs commentaires constructifs ainsi que Kurt Keeley (AWWA) pour la fourniture des données. Cet article a aussi bénéficié des remarques des participants au LV^{ème} congrès annuel de l'AFSE (Paris, 2006).

les rentes liées à la situation de monopole naturel du marché de l'eau : mise en concurrence (1), *price cap* (prix plafond), *yardstick competition* (concurrence par comparaison), par exemple (Ballance et Taylor, 2005). La concurrence par comparaison et plus généralement les politiques de *benchmarking* telles que mises en place en Angleterre et au Pays de Galles ou aux Pays-Bas, visent à comparer l'efficacité des services en tenant compte de leurs performances financières mais aussi non financières.

Dans le même temps, la question de la qualité du service a suscité un certain nombre de réflexions dans plusieurs pays industrialisés et en développement. On en a conclu que la performance ne pouvait plus être jugée sur le seul critère du coût marginal (2) de fourniture de l'eau, mais devait aussi tenir compte de paramètres intégrant les aspects qualitatifs du service. À la fin des années 1990, plusieurs groupes de travail se sont formés dans le but de définir des indicateurs de performance permettant d'apprécier la qualité des prestations fournies (3). Le nombre restreint d'indicateurs de qualité, leur clarté, leur simplicité d'utilisation, leur disponibilité et la couverture de l'ensemble des fonctions du service (4) sont quelques-unes des recommandations pour la mise en place d'un système efficace de régulation de la qualité des services d'eau (5).

Si les analyses économétriques des coûts des services d'eau sont nombreuses dans la littérature (6), et en particulier sur l'efficacité technique du service (Coelli *et al.*, 2003), rares sont celles qui tiennent compte de ces nouvelles exi-

- (1) En France, la loi Sapin de 1993 encourage la mise en concurrence lors du renouvellement des contrats de délégation.
- (2) En pratique, c'est le coût moyen qui est estimé et sert de base à la comparaison des services.
- (3) On peut citer les groupes « Performance Indicators » de l'IWA (International Water Association) au niveau international, de l'AWWARF (American Water Works Association Research Foundation) aux États-Unis, de l'AFNOR (Association Française de Normalisation) en France ou de l'OFWAT (Office of Water Services) en Angleterre.
- (4) Guérin-Schneider (2001) définit différentes classes d'indicateurs, selon leur importance. Au minima, la mesure de la performance des services doit intégrer: la gestion clientèle (taux de réponse dans un délai de 15 jours, nombre de réclamations,...), la gestion de la ressource (qualité de l'eau desservie, durée des restrictions à la consommation,...), et la gestion du réseau (indices de pertes en réseau, taux de renouvellement du réseau,...).
- (5) Sappington (2005) passe en revue les principaux résultats de la littérature économique théorique sur la régulation de la qualité de service dans les secteurs des services publics. Cela va bien au-delà du cadre de notre étude (niveau d'information, type d'instruments économiques et politiques, coordination des différents niveaux de régulation, délégation à l'entreprise régulée...).
- (6) Voir Hayes (1987), Fabbri et Fraquelli (2000), Garcia et Thomas (2001), Mizutani et Urakami (2001)... pour les questions d'intégration horizontale, et Hunt et Lynk (1995), Saal et Parker (2000), Garcia *et al.* (2007) pour l'intégration verticale. Pour une discussion des résultats de l'ensemble de ces études, voir Stone & Webster Consultants (2004) et Destandau (2004).

gences qualitatives. Or, lorsque les analyses de performance et les politiques de régulation ne prennent pas en compte ces facteurs, cela peut mener à une dégradation des prestations offertes (7). Par exemple, Lin (2005) examine l'impact de l'introduction de variables de qualité sur la performance des services d'eau péruviens. Les résultats obtenus sur les frontières stochastiques sont mitigés sans révéler d'impact direct sur l'efficacité des services. Cependant, lorsque la qualité est considérée comme un output du service d'AEP, il est montré qu'une meilleure qualité génère des coûts plus élevés, ce qui peut conduire à de mauvaises interprétations des résultats sur l'efficacité technique et un classement erroné des entreprises.

Dans cet article, nous proposons d'estimer les coûts des services d'AEP, en prenant en compte la qualité du service. Nous utilisons plusieurs indicateurs de qualité choisis en fonction des recommandations des groupes de travail sur les indicateurs de performance. Nous comparons deux types de modèles afin de déterminer quelle spécification permet de mieux capturer l'effet de la qualité sur les coûts : (1) une fonction de coût dont le bien produit est caractérisé par des attributs de qualité, (2) une frontière stochastique de coût dans laquelle les indicateurs de qualité sont des facteurs explicatifs de l'efficacité. L'objectif de ce travail est d'obtenir une meilleure estimation des coûts et de l'efficacité, mais aussi d'expliquer les différents niveaux de qualité de service observés (conditions initiales favorables ou non, choix stratégiques liés aux prix des facteurs ou à des effets de substitution entre indicateurs de qualité) afin de fournir au régulateur des leviers pour agir sur la qualité de service.

Par ailleurs, nous prenons en compte le type de propriété des services d'eau dans notre analyse (8). Même si le lien entre privatisation (ou partenariat public-privé) et la qualité du service public fait l'objet d'intenses débats (9), il existe peu d'études empiriques traitant de cette question spécifique dans les modèles économétriques (10). L'identification du type de propriété dans les modèles de coût permet d'apporter notre contribution au débat.

- (7) Dans une régulation couplant *Price cap* et *Yardstick competition* sans tenir compte de la qualité des prestations (ce qui n'est pas le cas de l'Angleterre qui pratique ce type de régulation) où le prix plafond serait calculé sur la base du coût moyen du service, on peut imaginer que les « mauvais élèves » en termes de qualité mais affichant des coûts plus faibles puissent tirer vers le bas les « bons élèves ».
- (8) Les études sur les différences de coût des services d'eau selon le type de propriété (public ou privé) sont nombreuses, voir par exemple Feigenbaum et Teeple (1983), Byrnes *et al.* (1986), Bhattacharyya *et al.* (1995), Saal et Parker (2000).
- (9) Le PSIRU (Public Service International Research Unit) fournit de nombreux rapports assez engagés sur la privatisation, le prix et la qualité des services d'eau dans le monde. Ces rapports sont disponibles sur leur site internet à l'adresse : (<http://www.psiru.org/>).
- (10) À notre connaissance, seul Kwoka (2005) étudie la performance des entreprises publiques et privées et l'importance des différences de qualité dans le secteur de l'électricité aux États-Unis.

L'article est organisé comme suit. Nous décrivons d'abord la technologie de l'AEP puis intégrons les questions de qualité dans le modèle économique, en analysant l'effet des indicateurs sur les coûts et l'efficacité. Dans une deuxième section, nous faisons une brève description des données disponibles et des variables utilisées pour estimer les différents modèles intégrant la qualité. Nous présentons dans une troisième section la problématique économétrique. La quatrième section est consacrée à la présentation et à l'interprétation des résultats avant de conclure cette étude.

I. — L'ALIMENTATION EN EAU POTABLE

1.1. Technologie et qualité de service

Les déterminants usuels de la fonction de coût sont le volume de production du bien, les prix des facteurs de production et le capital. L'AEP couvre toutes les opérations depuis la ressource *in situ* jusqu'aux robinets des usagers. Pour chacune de ces étapes, les coûts associés peuvent différer fortement selon le contexte local. Il est donc important de prendre en compte ces variations dans la modélisation économique de la technologie. On considère alors généralement dans la fonction de coût d'autres facteurs exogènes capturant l'hétérogénéité résiduelle des services (caractéristiques des eaux brutes, taille du service, densité des usagers, topographie...).

La qualité du service est également un facteur de grande importance, en particulier lorsque ce service est considéré comme d'intérêt général. Cependant, beaucoup d'études encore n'incluent pas ces questions dans l'analyse des coûts. La raison principale a longtemps été le manque de données. Or, l'omission de variables importantes comme les dimensions qualitatives non observées du service peut conduire à des biais d'estimation non négligeables (11). Aujourd'hui, lorsque ces aspects ne sont pas traités, c'est davantage pour la difficulté de prendre en compte l'hétérogénéité du bien produit liée à la qualité dans les modèles théoriques et empiriques.

Quelques études empiriques dans le secteur de l'eau ont considéré que les biens produits devaient être ajustés aux variations de qualité. Hunt et Lynk (1995) proposent de pondérer les quantités produites des biens (eau potable, eaux usées traitées, services environnementaux) par des indices de qualité construits sur la base d'indicateurs des performances environnementales des services. Saal et Parker (2000, 2001) utilisent une méthodologie similaire pour évaluer l'impact de la privatisation du secteur de l'eau en Angleterre et au Pays de Galles sur la performance des services. Comme cela est souligné par

(11) Si les variables de qualité (omises) sont corrélées avec les facteurs déjà inclus dans la régression, cela peut conduire à un problème d'endogénéité (Braeutigam et Pauly, 1986).

ces auteurs, l'augmentation du volume produit est sous-estimée et celle du prix de l'eau surestimée si la qualité du bien produit s'est améliorée mais n'est pas pleinement prise en compte. Toutefois, la spécification utilisée ne permet pas d'identifier séparément l'impact des progrès qualitatifs sur les coûts. De façon plus explicite, Lin (2005) propose d'examiner comment l'introduction de variables exogènes de qualité affecte les comparaisons de performance de différents services à partir de données sur le secteur de l'eau au Pérou. Cependant, les estimations obtenues à partir de plusieurs spécifications de frontières stochastiques de coût donnent des résultats mitigés. D'un côté, il est montré que les variables de qualité peuvent être considérées comme des outputs (car leurs paramètres sont significativement différents de zéro) et qu'un niveau de qualité plus élevé conduit à un accroissement des coûts. D'un autre côté, les variables de qualité n'ont pas d'impact direct sur le niveau d'efficacité technique des services. Picazo-Tadeo *et al.* (2008) fournissent l'étude la plus récente sur la mesure de performance des services d'eau en prenant en compte la (mauvaise) qualité de service représentée par le volume d'eau non comptabilisé et donc non désirable. Deux fonctions de distance (l'une intégrant la qualité et l'autre non) sont estimées de façon non paramétrique par une approche de *Data Envelopment Analysis* (DEA). Dans ce contexte, les résultats indiquent que les mesures d'efficacité technique diffèrent selon que la qualité est prise en compte ou non, et que la différence entre les deux fonctions estimées représente le coût d'opportunité du maintien de la qualité.

Les données sur des services d'eau américains que nous analysons dans notre article sont intéressantes sur plusieurs points. D'abord, les données sur les prix sont en général faciles à réunir mais les informations sur les coûts totaux et les dépenses en facteur comme nous avons à notre disposition sont beaucoup plus rares. De plus, l'identification du type de propriété par une variable binaire nous permet d'étudier les différences de performance selon que le service d'eau est public ou privé. Enfin, nous disposons d'informations sur les différentes étapes de production assez précises pour être utilisées comme indicateurs de qualité des prestations du service (12).

Conformément aux recommandations des groupes de réflexion sur la performance des services, les variables de qualité utilisées sont relatives aux trois fonctions identifiées comme révélatrices de la qualité de service : la gestion de la clientèle, la gestion de la ressource et la gestion du réseau. Les indicateurs utilisés ont pour but d'informer sur la qualité de court terme (satisfaction immédiate des usagers) et la qualité de long terme du service (préservation de la ressource).

(12) Il ne nous a pas été possible de réunir des données sur la qualité des prestations pour les services d'eau en France sur un échantillon de taille suffisante pour l'analyse économétrique.

Le premier indicateur reflète la perception par les usagers de la qualité des prestations offertes. Il s'agit d'un indicateur appelé « satisfaction des usagers » qui est mesuré par le nombre de plaintes reçues pour diverses raisons (qualité du service, facturation, qualité de l'eau consommée (13)...). Un nombre faible de plaintes indique une qualité de service plus grande. Le second indicateur portant sur la gestion de la ressource est la part d'eau prélevée à partir de ressources souterraines. Cette variable est fortement corrélée (positivement) avec la qualité de l'eau consommée (14). Ainsi, une meilleure qualité de l'eau au robinet est étroitement liée à une production d'eau potable à partir d'eaux souterraines. Enfin, pour juger à la fois de l'état de préservation de la ressource et de la maintenance des infrastructures, les pertes d'eau (principalement des fuites) dans le réseau de distribution représentent le troisième et dernier indicateur de qualité introduit dans la fonction de coût (15). Les pertes d'eau sont une production indésirable, et leur réduction est considérée comme signe de meilleure qualité de service.

À ce stade de l'analyse, il est important de remarquer que l'utilisation de *proxies* (variables de remplacement) comme le nombre de plaintes pour la variable inobservée « satisfaction des usagers » et la part d'eaux brutes provenant de ressources souterraines pour la qualité de l'eau distribuée nécessite certaines précautions. Plus précisément, elles doivent en théorie respecter deux contraintes appelées conditions de redondance et de liaison (Wooldridge, 2002). La première condition signifie que la *proxy* est inutile lorsque la variable non observée est prise en compte. La seconde exige que la *proxy* soit suffisamment liée à la variable qu'elle remplace pour qu'elle n'introduise pas de corrélation avec les variables explicatives observées. On suppose en général que la *proxy* satisfait la condition de redondance mais rarement la seconde condition (16). Dans ce cas, la *proxy* est imparfaite et conduit à des estimations non convergentes. Toutefois, même dans ce cas on préférera utiliser cette variable de remplacement plutôt que de s'en passer car elle réduit la variance de l'erreur totale et atténue le biais d'estimation lié à l'omission d'une variable déterminante.

- (13) La perception de la qualité de l'eau par les usagers peut être très différente de la qualité réelle, puisqu'ils n'en perçoivent que quelques caractéristiques: goût, couleur...
- (14) Nous avons construit initialement un indicateur agrégé des différents paramètres de potabilité. Il en résulte une concentration des valeurs autour de la contrainte réglementaire. Ce manque de variabilité ne permet pas de mettre en évidence des résultats significatifs.
- (15) La part des tuyaux en fonte grise, plus utilisée depuis 1970, peut être également un indicateur de l'âge du réseau. En effet, nous avons montré que les pertes augmentaient avec la part de fonte grise.
- (16) Dans le cas où seule la condition de redondance est satisfaite, on préfère l'appellation d'indicateur à celle de *proxy* pour la variable de remplacement (Wooldridge, 2002).

1.2. Fonction de coût duale pour les services d'alimentation en eau potable

Dans cet article, nous supposons que les services d'AEP produisent un volume d'eau potable Q distribué aux usagers et caractérisé par un vecteur d'attributs (ou indicateurs) de qualité q . Comme nous l'avons vu dans la section précédente, ces attributs de qualité sont essentiellement : la quantité d'eau perdue lors de la distribution en réseau, la qualité de l'eau distribuée, et la satisfaction globale des usagers. Différents facteurs de production variables x (comme le travail, l'électricité et d'autres facteurs variables) sont utilisés dans la production et la distribution de l'eau potable. De plus, le capital en tant que facteur quasi-fixe entre dans le processus technologique et l'on suppose que des variables hédoniques permettant de représenter les spécificités du contexte local du service affectent aussi directement la production. Le vecteur z regroupe l'ensemble de ces variables (y compris le capital). Par conséquent, le processus de production peut être représenté par la fonction de transformation suivante :

$$F(Q, q, x, z, u) = 0,$$

où u représente les aléas de production non observés.

D'après la théorie de la dualité, nous pouvons modéliser de façon alternative la technologie par une fonction de coût variable de court terme. Cette modélisation est préférée à la fonction de coût total de long terme, car l'hypothèse selon laquelle le gestionnaire minimise les coûts par rapport à l'ensemble des facteurs de production (y compris le capital) n'est pas réaliste eu égard aux données utilisées pour l'analyse empirique. En effet, nous observons les services d'eau sur une seule année et il est très probable que le capital ne soit pas ajusté aux variations de prix des autres facteurs. L'analyse d'une fonction de coût total de long terme aurait été plus adaptée à des données de panel observées sur une longue période. De plus, les données sur le prix du capital ne sont pas disponibles et difficiles à construire. La fonction de coût variable dépend du capital observé. Les variables de capital ont un effet important sur l'explication des variations de coût et la définition du niveau optimal des infrastructures. Enfin, la fonction de coût variable (conditionnelle au capital observé) transmet la même information que le processus technologique d'origine (Chambers, 1988). Elle s'écrit :

$$CV(Q, q, w, z, \varepsilon),$$

où w est le vecteur des prix des facteurs de production variables et ε un terme aléatoire représentant un ensemble de variables omises. La fonction de coût variable est issue du choix optimal des quantités de facteurs de production variables qui minimise les dépenses pour produire la quantité Q au niveau de qualité q étant donné w et z , et sous contrainte technologique (définie par la fonction de transformation F).

La fonction de coût est supposée croissante par rapport à tous ces arguments. En particulier, un niveau de qualité plus élevé conduit à des coûts plus élevés. Étant donné cette propriété de la fonction de coût, l'effet des indicateurs de qualité choisis dans cet article mérite d'être commenté. Le volume d'eau perdu représente l'un de ces indicateurs. Il est produit conjointement avec le volume d'eau potable qui va être réellement distribué aux usagers. Il génère donc un coût non nul. Or, une réduction des pertes est signe d'une meilleure qualité de service car il indique un réseau en meilleur état. Une lecture rapide de cette propriété peut donc conduire au résultat suivant : une qualité plus élevée conduit à des coûts plus bas. Cependant, comme Garcia et Thomas (2001) le montrent, il existe une complémentarité de coût entre les pertes d'eau et la production d'eau potable en amont, ce qui signifie que le coût marginal de distribution est croissant lorsque le volume d'eau perdue diminue. En ce qui concerne la qualité de l'eau consommée, nous avons choisi comme indicateur la part d'eau prélevée à partir de ressources souterraines. L'impact de cette variable sur les coûts variables est ambigu car il existe deux effets qui jouent de manière opposée : le traitement des eaux souterraines engendre des coûts plus élevés d'infrastructure et de pompage mais des coûts de traitement plus faibles que ceux des eaux superficielles. Quant au nombre de plaintes, un niveau bas signifie qu'un certain nombre de ressources ont été déployées pour accroître le niveau de service, ce qui devrait générer des coûts supplémentaires.

Une autre façon de prendre en compte les variables de qualité est de considérer qu'elles ont un impact direct sur l'efficacité des services. Cette modélisation a l'avantage de pouvoir fournir des éléments de comparaison sur la performance des services d'eau, directement utilisables pour des politiques de *benchmarking*. L'analyse est basée sur une fonction de coût variable stochastique (Kumbhakar et Knox Lovell, 2003) afin de pouvoir comparer directement les résultats avec ceux issus de l'estimation de la fonction de coût variable (17). On écrit :

$$D = CV(Q,w,z)\exp(\varepsilon),$$

où D représente la somme des dépenses et $CV(Q,w,z)\exp(\varepsilon)$ la frontière de coût stochastique. Cette frontière de coût stochastique est composée d'un terme déterministe $CV(Q,w,z)$ qui ne dépend pas des indicateurs de qualité q et d'un terme d'erreur aléatoire (transformé en exponentielle) $\exp(\varepsilon)$. Le terme d'erreur est composé d'une composante d'inefficacité de coût non négative μ

(17) Il existe d'autres méthodes pour l'analyse de l'efficacité comme l'approche par les fonctions de distance et l'utilisation des méthodes DEA. Cependant, cette approche est déterministe et ne permet pas de dissocier inefficacité et erreurs de mesure. En outre, les scores d'efficacité sont sensibles au choix des variables input et output. Enfin, il n'est pas possible d'estimer des mesures importantes comme les rendements d'échelle.

et d'un terme d'erreur restant v . On incorpore dans la première composante des variables exogènes caractérisant l'environnement de production mais qui ne sont ni des facteurs de production ni le bien produit. Les exemples sont plutôt : le degré de concurrence, les indicateurs de qualité des facteurs de production et du produit, les caractéristiques de réseau, le type de propriété, ou encore des caractéristiques variées de gestion (Kumbhakar et Knox Lovell, 2003). La composante d'inefficacité de coût μ est expliquée dans notre étude par le vecteur des indicateurs de qualité q et un vecteur d'autres variables exogènes observables R (ici le type de propriété), comme suit :

$$\mu = g(q,R).$$

La fonction $g(\cdot)$ est en général supposée linéaire. On s'attend à ce que l'efficacité de coût μ décroisse avec un niveau de qualité q plus élevé. En d'autres mots, l'introduction d'indicateurs de qualité corrige la mesure d'efficacité productive effectuée lorsqu'on ne prend pas en compte les aspects qualitatifs. Ainsi, les services fournissant un niveau de qualité donné seront considérés comme plus efficaces que les services produisant un niveau de qualité inférieur à coûts identiques.

II. — DESCRIPTION DES DONNÉES

Pour l'analyse économétrique, nous exploitons la base AWWA (American Water Work Association) qui regroupe 898 services d'eau américains. Les observations de l'année 1996 nous fournissent la meilleure information pour étudier la question de la qualité des services. Nous avons donc des données en coupe transversale : 332 services après suppression des individus ayant des données manquantes, des valeurs aberrantes et/ou influentes (18). Les statistiques descriptives des variables sont dans le tableau de l'annexe 1.

Le coût variable CV est la somme des dépenses de travail, d'électricité et des autres inputs variables. Le prix du travail unitaire w_L est obtenu en divisant les dépenses totales de travail par le nombre d'employés à plein-temps. Le prix de l'énergie w_E est calculé à partir des dépenses en électricité, de paramètres estimés dans des études antérieures (Garcia et Thomas, 2001), et du prix de l'électricité par État américain (19). De nombreux autres inputs sont nécessaires à la

(18) 506 services présentaient des données manquantes et 60 observations ont été jugées aberrantes ou influentes. Ces dernières ont été identifiées à partir de critères classiques : leviers, résidus studentisés pour les valeurs aberrantes, et distance de Cook pour les valeurs influentes.

(19) Ces données sont disponibles sur le site internet des statistiques officielles du gouvernement des USA à l'adresse suivante : (<http://www.eia.doe.gov/>).

production et à la distribution d'eau potable : produits chimiques, matériels divers, sous-traitance etc. Ils sont agrégés dans une seule catégorie d'inputs « Matériel », dont le prix unitaire w_M est le rapport entre la dépense totale de ces facteurs et le volume d'eau produit.

À partir de la définition des variables dans la section précédente, nous considérons le volume d'eau potable distribué aux usagers Q et trois indicateurs : l'indice linéaire de perte primaire *Pertes* (volume d'eau perdu divisé par la longueur du réseau), la part d'eau souterraine dans le volume d'eau produit ES , et le nombre de plaintes quotidiennes pour 1000 connections *Plaintes*. Les autres variables capturant l'hétérogénéité observée des services sont la longueur du réseau (*Long*) et la capacité de stockage (*Stoc*) représentant le capital, ainsi que le nombre de connections (*Conn*). La variable binaire *Public* est égale à 1 dans le cas d'une gestion publique des services.

III. — SPÉCIFICATIONS DES MODÈLES

3.1. Fonction de coût variable Translog

Comme dans beaucoup d'études antérieures sur les services d'eau, nous avons choisi de spécifier la fonction de coût variable selon la forme flexible Translog (Christensen *et al.*, 1971) pour ses bonnes propriétés. En particulier, l'avantage de cette forme fonctionnelle est qu'elle impose peu de restrictions *a priori* sur les caractéristiques de la technologie. C'est une approximation locale ; nous choisissons la moyenne des variables (en log) comme point de référence. Ainsi, les coefficients de premier ordre peuvent être interprétés directement comme des élasticités de coût, évalués à la moyenne (géométrique) de l'échantillon. La fonction de coût variable Translog s'écrit :

$$\begin{aligned} \ln(CV) = & \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln w_i + \alpha_Q \ln Q + \sum_j \beta_j \ln q_j + \sum_k \gamma_k \ln z_k \\ & + \frac{1}{2} \sum_i \sum_{i'} \alpha_{ii'} \ln w_i + \frac{1}{2} \alpha_{QQ} [\ln Q]^2 \\ & + \frac{1}{2} \sum_j \sum_{j'} \beta_{jj'} \ln q_j \ln q_{j'} + \frac{1}{2} \sum_k \sum_{k'} \gamma_{kk'} \ln z_k \ln z_{k'} + \sum_i \alpha_{Qi} \ln Q \ln w_i + \sum_{i,j} \eta_{ij} \ln w_i \ln q_j \\ & + \sum_{i,k} \delta_{ik} \ln w_i \ln z_k + \sum_j \delta_{Qj} \ln Q \ln q_j + \sum_k \theta_{Qk} \ln Q \ln z_k + \sum_{j,k} \theta_{jk} \ln q_j \ln z_k \end{aligned}$$

Les paramètres à estimer sont $(\alpha_0, \alpha_i, \alpha_Q, \beta_j, \gamma_k, \alpha_{ii'}, \alpha_{QQ}, \beta_{jj'}, \gamma_{kk'}, \alpha_{Qi}, \eta_{ij}, \delta_{ik}, \delta_{Qj}, \theta_{Qk}, \theta_{jk})$. La fonction de coût doit satisfaire un certain nombre de restrictions. Elle est deux fois différentiable et homogène de degré un par rapport aux prix des facteurs, et sa matrice hessienne vérifie les conditions de symétrie. Ces propriétés sont imposées avant l'estimation (20). De plus, la fonction de coût est non décroissante en Q . Elle doit être aussi non décroissante et concave

(20) Les restrictions de symétrie sont : $\alpha_{ii'} = \alpha_{i'i}$, $\beta_{jj'} = \beta_{j'j}$, $\gamma_{kk'} = \gamma_{k'k}$, $\alpha_{Qi} = \alpha_{iQ}$, $\eta_{ij} = \eta_{ji}$, $\delta_{ik} = \delta_{ki}$, $\delta_{Qj} = \delta_{jQ}$, $\theta_{Qk} = \theta_{kQ}$, $\theta_{jk} = \theta_{kj}$. L'homogénéité linéaire de degré 1 est obtenue en divisant le coût variable et les prix des inputs par un prix d'input référent, ici le prix de l'électricité.

dans les prix des inputs. Cependant, Diewert et Wales (1987) expliquent qu'en pratique certaines formes fonctionnelles (dont la Translog) vérifient peu souvent les conditions théoriques sur la courbature. Pour ces raisons, il est important de vérifier que les parts de coût sont non négatives et la matrice des coefficients $\{\alpha_{ii'}\}$ semi-définie négative. En utilisant le lemme de Shephard, nous dérivons les fonctions de demande d'inputs qui minimisent les coûts variables.

Dans le cas d'une fonction Translog, la part de coût de l'input i s'écrit :

$$S_i = \frac{w_i x_i}{CV} = \frac{\partial \ln(CV)}{\partial \ln w_i} = \alpha_i + \sum_{i'} \alpha_{ii'} \ln w_{i'} + \alpha_{Q_i} \ln Q + \sum_j \eta_{ij} \ln q_j + \sum_k \delta_{ik} \ln z_k$$

Ainsi, il est possible d'estimer le système constitué de l'équation de coût variable et des équations de part de coût (21) :

$$\ln(CV_h) = \ln CV(Q_h, q_h, w_h, z_h) + \varepsilon_{CV,h}$$

$$S_{i,h} = S_i(Q_h, q_h, w_h, z_h) + \varepsilon_{S,h}, \forall i$$

avec $h=1, \dots, H$ où H est le nombre de services $\varepsilon_{CV,h}$ et $\varepsilon_{S,h}$ sont respectivement les termes d'erreur de la fonction de coût et des parts de coût. Le système est estimé par la méthode *Seemingly Unrelated Regression Estimation* (SURE, Zellner, 1962) itérée (pour accroître l'efficacité de l'estimateur) (22).

3.2. Frontière de coût variable stochastique

Une autre option est de considérer une frontière de coût variable stochastique. Nous prenons une forme Translog pour spécifier la partie déterministe de la frontière, et le terme d'erreur s'écrit :

$$\varepsilon_{CV,h} = \mu_{CV,h} + v_{CV,h},$$

où $\mu_{CV,h}$ est une perturbation non négative représentant l'inefficacité des coûts qui est supposée être influencée par des facteurs exogènes (dont les indicateurs de qualité q ainsi que d'autres variables exogènes notées R). Dans ce cas, $\mu_{CV,h}$ suit une distribution normale tronquée N^+ ($\beta_q q + \beta_R R, \sigma_\mu^2$). Le terme d'erreur $v_{CV,h}$ est quant à lui symétrique et reflète l'hétérogénéité non obser-

(21) Comme la somme des parts de coût est égale à 1, l'une d'entre elles est enlevée pour éviter la singularité de la matrice variance-covariance des erreurs.

(22) Pour estimer le système SUR, nous utilisons la procédure LSUR du logiciel GAUSS.

vable des coûts. Ce terme est supposé être généré par une distribution normale $N(0, \sigma_v^2)$ et indépendant de $\mu_{CV,h}$.

Par ailleurs, en plus des paramètres structurels de la fonction de coût, nous estimons les paramètres suivants qui dépendent des variances des distributions des erreurs: $\sigma^2 = \sigma_\mu^2 + \sigma_v^2$ et $\gamma = \frac{\sigma_\mu^2}{\sigma_\mu^2 + \sigma_v^2}$. En particulier, le test de significativité

de γ revient à tester la validité de la frontière stochastique. Nous utilisons le programme *Frontier version 4.1* développé par Coelli (1996) pour calculer la vraisemblance de la frontière de coût variable et estimer les paramètres de façon efficace par la méthode du maximum de vraisemblance.

La valeur prédite de l'efficacité de coût du service h, notée Eff_h , est calculée à partir de la frontière de coût estimée de la façon suivante (23):

$$Eff_h = \frac{E(CV_h | \mu_h, Z_h)}{E(CV_h | \mu_h = 0, Z_h)} = \exp(\mu_h),$$

où Z_h représente l'ensemble des régresseurs de la fonction de coût pour le service h. Eff_h prend une valeur comprise entre 1 et l'infini. La valeur 1 indique le service le plus efficace; ainsi, une valeur croissante de Eff_h signifie que le service est moins efficace.

3.3. La question de l'endogénéité du type de propriété des services d'eau

Certaines études sur le secteur de l'eau ont montré que la variable représentant le type de propriété (ou le mode de gestion) des services d'eau n'était pas exogène et donc que l'estimation des équations de coût ou de prix pouvaient être biaisées (24). Comme il existe un doute sur l'hypothèse d'exogénéité de cette variable (notée *Public*) dans la fonction de coût, nous proposons de faire un test d'endogénéité. Il existe plusieurs tests réalisables dont le test

- (23) Si CV est exprimé en logarithme, alors il faut remplacer CV par $\exp(CV)$ dans l'expression de Eff_h .
- (24) Lorsque l'on cherche à comparer directement les coûts ou les prix de l'eau de deux sous-échantillons estimés séparément, un problème de biais de sélection peut se poser en raison de la corrélation des facteurs non observés des équations de la variable d'intérêt et du modèle de choix d'organisation du service. Par exemple, les travaux de Chong *et al.* (2006) et de Carpentier *et al.* (2006) mettent en évidence un biais de sélection lié au mode de gestion (déléguée ou publique) pour les services d'eau français. La prise en compte de ce problème réduit les écarts de prix qui étaient initialement en défaveur de la gestion déléguée. Voir aussi les travaux de Boyer et Garcia (2008). En revanche, Kwoka (2005) étudie l'impact du type de propriété sur les coûts des producteurs et distributeurs d'électricité mais considère cette variable comme exogène. Torres et Morrison Paul (2006) qui font une analyse des coûts des services d'eau sur la même base de données que celle utilisée dans le présent article n'intègrent pas du tout le type de propriété dans le modèle économétrique.

d'Hausman consistant à comparer l'estimateur des moindres carrés ordinaires (MCO) à un estimateur par variables instrumentales. Nous proposons d'utiliser une procédure plus rapide à mettre en œuvre en testant l'hypothèse de non-corrélation (avec le terme d'erreur) de la seule variable d'intérêt *Public*. Il s'agit de la procédure de Holly-Sargan (1981) qui se déroule en trois étapes.

1) On régresse la variable potentiellement endogène (*Public*) sur les variables exogènes (celles de la fonction de coût mais aussi d'autres variables extérieures considérées comme exogènes). La variable *Public* étant une variable binaire, on estime un modèle Probit défini par la probabilité $\Pr(\text{Public} = 1 | X) = \Phi(X\beta)$ avec Φ la fonction de distribution cumulative de la loi normale standard (ϕ représente la fonction de densité), X l'ensemble des régresseurs et β les paramètres associés. Ce modèle est issu de l'équation de sélection dont la variable expliquée y^* est non observée (latente): $y^* = X\beta + v$.

2) À partir de ces estimations, on calcule les résidus et on estime la fonction de coût par la méthode des MCO avec comme régresseur supplémentaire la variable représentant les résidus. Dans le cadre de l'estimation d'un modèle Probit, nous utilisons les résidus bruts calculés comme suit: $\text{Public} - \Phi(X\hat{\beta})$, où $\hat{\beta}$ représente le vecteur des paramètres estimés.

3) On réalise un test de Student de l'hypothèse de nullité du coefficient associé à la variable des résidus. Le rejet de l'hypothèse nulle signifie que la variable est endogène.

Pour réaliser ce test, nous utilisons deux variables extérieures au modèle de coût. Ce sont des variables binaires, l'une indiquant si le service d'AEP fournit également un service d'irrigation (variable notée *IW*), l'autre si le service est en charge de la collecte des eaux usées (notée *WC*). Ces deux variables sont supposées avoir une influence sur le type d'organisation du service et en particulier sur le mode de propriété. En revanche, il n'y a pas de raison évidente pour que ces variables aient un impact sur les coûts du service d'AEP. Le résultat du test indique que le paramètre associé à la variable des résidus n'est pas significativement différent de zéro (y compris à 10 %) et donc que l'hypothèse d'exogénéité de la variable *Public* ne peut pas être rejetée (25).

IV. — RÉSULTATS EMPIRIQUES

Nous présentons maintenant les résultats des différents modèles de coût estimés afin de les comparer et si possible conclure sur le choix de la spécification la plus apte à identifier l'impact de la qualité sur les coûts et l'efficacité

(25) Les résultats du test d'endogénéité (incluant les estimations du modèle Probit et des fonctions de coût) sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

des services. Le tableau de l'annexe 2 présente les résultats d'estimation par la méthode SURE itérée des modèles C_1 et C_2 des fonctions de coût variable (estimées simultanément avec les parts de coût). On reporte dans le tableau de l'annexe 3 les résultats pour les modèles F_1 et F_2 des frontières de coût variable stochastiques estimées par la méthode du maximum de vraisemblance. Les modèles C_1 et F_1 représentent les modèles traditionnels qui ne tiennent pas compte des indicateurs de qualité, contrairement au modèle C_2 où le volume d'eau potable distribué est caractérisé par des attributs de qualité, et au modèle F_2 où les indicateurs de qualité (ainsi que le type de propriété) sont des facteurs explicatifs de l'efficacité.

Nous commentons d'abord les résultats d'estimation de la fonction de coût (Modèles C_1 et C_2); ensuite ceux de la frontière de coût stochastique (Modèles F_1 et F_2). Notons au préalable qu'un grand nombre de variables sont significatives et que les valeurs de R^2 sont élevées (0,98). Le bon ajustement du modèle aux données se reflète aussi dans le respect des propriétés de régularité de la fonction de coût énoncées plus haut.

Une lecture rapide des paramètres estimés associés aux indicateurs de qualité (Modèle C_2) semble indiquer un effet peu important de ces variables sur les coûts. Cependant, l'hypothèse de nullité simultanée des coefficients de ces variables est largement refusée (la statistique de test de Wald est égale à 134 avec une p-value inférieure à 0,0001). L'omission des indicateurs de qualité conduirait donc à une mauvaise spécification de la fonction de coût.

Le coefficient estimé des *Pertes* est positif (0,0152) mais pas significativement (avec une p-value de 0,20). Contrairement à d'autres études (Garcia et Thomas, 2001; Lin, 2005; Picazo-Tadeo, 2008), on n'observe pas d'effet du volume d'eau perdu sur les coûts, ni sur le coût marginal de distribution d'eau potable (coefficient de *Pertes*Q* non significativement différent de zéro). Par ailleurs, l'impact négatif et significatif de la qualité de l'eau indique qu'une plus grande part d'eau brute puisée dans les nappes souterraines réduit les coûts variables des services, en plus de proposer une eau de meilleure qualité au robinet. Il semble donc qu'en moyenne le moindre traitement des eaux souterraines (et donc un coût de traitement plus faible) fait plus que compenser les coûts plus élevés de pompage. Pour autant, le régulateur doit prendre ce résultat avec précaution et ne pas pénaliser les services qui s'alimentent à partir d'eaux superficielles puisque le choix ne leur est pas forcément offert.

L'indicateur représentant la satisfaction des usagers n'a pas d'impact significatif sur les coûts variables. Le nombre de plaintes ne semble donc pas refléter dans ce modèle les efforts fournis par l'opérateur. Enfin, les coefficients des termes croisés *ES*Plaintes*, *ES*Pertes* et *Pertes*Plaintes* sont tous nuls, ce qui signifie qu'on n'observe pas de choix stratégiques de privilégier un indicateur au détriment d'un autre. Par exemple, les économies faites en puisant dans les eaux souterraines ne sont pas affectées à l'amélioration d'une autre prestation. Notons pour conclure que dans les deux modèles de coût (C_1 et C_2) la gestion

publique apparaît plus onéreuse que la gestion privée. En revanche, aucun lien entre mode de gestion et indicateurs de qualité n'est mis en évidence.

L'estimation des frontières de coût stochastiques (Modèles F1 et F2) nous donne des résultats plus satisfaisants quant à l'intérêt d'introduire les indicateurs de qualité dans l'analyse des coûts et la manière dont ils influencent l'efficacité des services. On peut noter tout d'abord que le modèle F2 (avec indicateurs de qualité) est mieux spécifié que le modèle F1 pour expliquer l'efficacité des services d'eau. En effet, les variables de qualité et le mode de gestion influencent significativement l'(in)efficacité, et le rejet de l'hypothèse nulle $\gamma = 0$ valide l'utilisation de la frontière stochastique – cette hypothèse n'est pas rejetée pour le modèle F1 – et semble montrer la supériorité de cette approche à l'estimation d'une fonction de coût.

Par ailleurs, le choix de la frontière stochastique et le fait d'expliquer l'efficacité par les indicateurs de qualité permet une interprétation directe et moins ambiguë des résultats. Les coefficients associés aux indicateurs *Pertes* et *Plaintes* sont positifs et significatifs, contrairement au modèle C2. Étant donné qu'une valeur croissante de la mesure d'efficacité indique un service moins efficace, ce résultat signifie qu'une meilleure qualité de service (meilleure qualité des infrastructures et/ou plus grande satisfaction des usagers) accroît l'efficacité (26). Omettre ces indicateurs de qualité reviendrait à réduire, à tort, la note (en terme d'efficacité) attribuée aux services de bonne qualité. En revanche, bien que le coefficient de l'indicateur de qualité de l'eau consommée *ES* soit négatif, indiquant encore qu'une meilleure qualité (de l'eau consommée) accroissait l'efficacité, l'effet n'apparaît pas significatif. Ces résultats sont différents de ceux trouvés avec la fonction de coût, ils soulignent l'intérêt de comparer les deux spécifications et mettent en évidence comment certains facteurs peuvent influencer directement la structure de la technologie et d'autres influencer la performance des services (Kumbhakar et Knox Lovell, 2003).

Concernant le mode de gestion, les frontières stochastiques nous offrent là encore des résultats très intéressants puisque cette variable n'agit sur l'efficacité que lorsqu'elle est combinée avec la qualité (27). Ainsi, l'interprétation de l'effet du mode de gestion sur les coûts ne peut pas être dissociée de la qualité de service. S'il apparaît que la gestion publique est moins efficace que la gestion privée avec un coefficient estimé autour de 0,23, ce résultat est atténué par le fait que les coefficients des termes croisés entre mode de gestion et indicateurs de qualité (*Pertes* et *Plaintes*) sont significativement négatifs. Cela signifie qu'une entreprise publique qui fournit un service avec une qualité de

(26) De son côté, Lin (2005) ne trouve pas de lien significatif entre efficacité et qualité de service.

(27) Le coefficient de la variable *Public* n'est pas significativement différent de zéro dans F1 mais significatif dans F2.

prestations plus élevée (moins de pertes ou moins de plaintes) est en moyenne moins efficace. En d'autres mots, la prise en compte de la qualité des prestations réduit le différentiel d'efficacité entre un service en propriété publique et un service en propriété privée.

CONCLUSION ET IMPLICATIONS POLITIQUES

Le travail proposé ici concilie les objectifs d'efficacité de gestion des services d'AEP et de qualité des prestations offertes aux usagers, conformément aux préoccupations actuelles de nombreux pays. Outre la prise en compte de la multi-dimensionnalité des services d'eau, cet article contribue à améliorer les outils d'analyse de la performance de ces services. Les résultats d'estimation mettent en évidence la supériorité de la modélisation de l'efficacité expliquée par les indicateurs de qualité au moyen d'une frontière de coût stochastique sur un modèle de coût standard. Plusieurs résultats empiriques découlent directement de cette modélisation. En particulier, une meilleure qualité des prestations accroît l'efficacité des services, ce qui permet de réviser le classement des services mal notés dans un système de *benchmarking* basé uniquement sur une analyse quantitative des services. Ceci suggère aussi que le régulateur ne devrait pas déconnecter les questions de qualité des prestations et d'efficacité de coût des services comme cela existe dans certains pays, mais plutôt considérer une mesure globale de la performance.

Par ailleurs, une recommandation émerge sur la comparaison relative des modes de gestion publique et privée. L'omission de certains facteurs comme la qualité qui explique les variations de performance peut conduire à de mauvaises interprétations des résultats d'estimation. En particulier, nous montrons dans cet article que si la gestion publique apparaît dans un premier temps comme moins efficace, le différentiel se réduit après l'introduction de la qualité de service.

Enfin, d'un point de vue de politique publique, les responsables des services et les régulateurs doivent rassembler un maximum d'informations pour améliorer l'organisation des services. L'étude directe de l'influence des indicateurs de qualité sur les coûts doit être accompagnée de questions permettant d'avoir une vision plus globale de la gestion d'un service. Par exemple, pourquoi un service propose-t-il une eau de meilleure qualité à un coût réduit ? Si la réponse est un prélèvement des eaux brutes dans les nappes souterraines, alors dans une optique de long terme, ne vaut-il pas mieux encourager des solutions plus coûteuses de prélèvement d'eau superficielle ? La réponse à ces questions peut orienter différemment les politiques de régulation à mettre en œuvre.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ALEGRE H., BAPTISTA J., CABRERA Jr. E., CUBILLO F., DUARTE P., HIRNER W., MERKEL W., PARENA R. (2006), « Performance Indicators for Water Supply Services », IWA Publishing, London, UK, 2nd edition.
- BALLANCE T., TAYLOR A. (2005), « Competition and Economic Regulation in Water », IWA Publishing, London.
- BHATTACHARYYA A., HARRIS T.-R., NARAYANA R., RAFFIIE K. (1995), « Specification and estimation of the effects of ownership on the economic efficiency of the water utilities », *Regional Science and Urban Economics*, vol. 25, n° 6, pp. 759-784.
- BOYER M., GARCIA S. (2008), « Régulation et mode de gestion : une étude économétrique sur les prix et la performance dans le secteur de l'eau potable », à paraître dans *Annales d'Economie et de Statistique*.
- BRAEUTIGAM R.-R., PAULY M.-V. (1986), « Cost function estimation and quality bias: The regulated automobile insurance industry », *RAND Journal of Economics*, vol. 17, n° 4, pp. 606-617.
- BYRNES P., GROSSKOPF S., HAYES K. (1986), « Efficiency and ownership: Further evidence », *Review of Economics and Statistics*, vol. 68, n° 2, pp. 337-341.
- CARPENTIER A., NAUGES C., REYNAUD A., THOMAS A. (2006), « Effets de la délégation sur le prix de l'eau potable en France: une analyse à partir de la littérature sur les « effets de traitement » », *Économie et Prévision*, vol. 174, n° 3, pp. 1-19.
- CHONG E., HUET F., SAUSSIER S., STEINER F. (2006), « Public-Private Partnerships and Prices: Evidence from Water Distribution in France », *Review of Industrial Economics*, vol. 19, n° 1-2, pp. 149-169.
- CHRISTENSEN L.-R., JORGENSON D.-W., LAU L.-J. (1971), « Conjugate duality and the transcendental logarithmic production function », *Econometrica*, vol. 39, n° 4, pp. 255-256.
- COELLI T. (1996), « A guide to FRONTIER version 4.1: a computer for frontier production function estimation », CEPA Working Paper 96/07.
- COELLI T., ESTACHE A., PERELMAN S., TRUJILLO L. (2003), « A Primer on Efficiency Measurement for Utilities and Transport Regulators », World Bank, Geneva.
- CHAMBERS R.-G. (1988), « Applied Production Economics: A Dual Approach », Cambridge University Press, UK.
- DESTANDAU F. (2004), « Méthodes d'évaluation des coûts d'exploitation des services d'alimentation en eau potable et d'assainissement », rapport au ministère de l'Écologie et du Développement durable.
- DIEWERT W.-E., WALES T.-J. (1987), « Flexible functional forms and global curvature conditions », *Econometrica*, vol. 55, n° 1, pp. 43-68.
- FABBRI P., FRAQUELLI G. (2000), « Cost and structure of technology in Italian water industry », *Empirica*, vol. 27, n° 1, pp. 65-82.
- FEIGENBAUM S., TEEPLES R. (1983), « Public versus private water delivery: A hedonic cost approach », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 64, n° 4, pp. 672-678.
- GARCIA S., MOREAUX M., REYNAUD A. (2007), « Measuring economies of vertical integration in network industries: An application to the water sector », *International Journal of Industrial Organization*, vol. 25, n° 4, pp. 791-820.
- GARCIA S., THOMAS A. (2001), « The structure of municipal water supply costs: Application to a panel of French local communities », *Journal of Productivity Analysis*, vol. 16, n° 1, pp. 5-29.
- GUERIN-SCHNEIDER L. (2001), « Introduire la mesure de performance dans la régulation des services d'eau et d'assainissement en France, instrumentation et organisation », thèse de doctorat, Engref, Paris.
- HECKMAN J.-J. (1976), « The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection, and Limited Dependant Variables and a Simple Estimator for Such models », *The Annals of Economic and Social Measurement*, vol. 5, n° 4, pp. 475-492.
- HOLLY A., SARGAN J.-D. (1981), « Testing for Exogeneity within a Limited Information Framework », *Cahiers du Laboratoire d'Économétrie*, École polytechnique, France.
- KUMBHAKAR S.-C., KNOX LOVELL C.-A. (2003), « Stochastic Frontier Analysis », Cambridge University Press, UK.

- KWOKA J.-E. (2005), « The comparative advantage of public ownership: Evidence from U.S. electric utilities », *Canadian Journal of Economics*, vol. 38, n° 2, pp. 622-640.
- HAYES K. (1987), « Cost structure of the water industry », *Applied Economics*, vol. 19, n° 3, pp. 417-425.
- HUNT L.C., LYNK E.-L. (1995), « Privatisation and economic efficiency in the UK water industry », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 57, n° 3, pp. 371-388.
- LIN C. (2005), « Service quality and prospects for benchmarking: evidence from the Peru water sector », *Utilities Policy*, vol. 13, n° 3, pp. 230-239.
- MIZUTANI F., URAKAMI T. (2001), « Identifying network density and scale economies for Japanese water supply organizations », *Papers in Regional Science*, vol. 80, n° 2, pp. 211-230.
- PICAZO-TADEO A.J., SAEZ-FERNANDEZ F.J., GONZALEZ-GOMEZ F. (2008), « Does service quality matter in measuring the performance of water utilities ? », *Utilities Policy*, vol. 16, pp. 30-38.
- SAAL D.S., PARKER D. (2000), « The impact of privatization and regulation on the water and sewerage industry in England and Wales: A translog cost function model », *Managerial and Decision Economics*, vol. 21, n° 6, pp. 253-268.
- SAAL D.S., PARKER D. (2001), « Productivity and price performance in the privatized water and sewerage companies in England and Wales », *Journal of Regulatory Economics*, vol. 20, n° 1, pp. 61-90.
- STONE & WEBSTER CONSULTANTS (2004), « Investigation into evidence for economies of scale in the water and sewerage industry in England and Wales », Report, Stone & Webster Consultants, London, UK.
- WOOLDRIDGE J.M. (2002), « Econometric Analysis of Cross-Section and Panel Data », The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- ZELLNER A. (1962), « An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 57, n° 298, pp. 348-368.

Annexe 1 - Statistiques descriptives (332 services)

Variable	Définition	Unité	Moyenne	Écart-type	Min	Max
CV	Coût variable	million de dollars	8,724	15,947	0,379	148,188
S_E	Part électricité	%	11,79	7,63	0,3	49,6
S_L	Part travail	%	36,69	13,09	7,6	76,0
S_M	Part matériel	%	51,51	15,68	4,5	90,9
Q	Eau distribuée	million de m ³	31,302	56,486	1,022	495,836
W_E	Prix électricité	dollar	5,071	1,457	2,800	9,154
W_L	Prix travail	dollar	34121	10198	9339	76932
W_M	Prix matériel	dollar/m ³	191740	162847	4887	1072583
Conn	Nb connexions		36684	57062	2216	385000
Stoc	Capacité stockage	m ³	32,639	65,062	0,300	664,900
Long	Longueur réseau	km	864	1297	32	8000
Pertes	Pertes d'eau en réseau	m ³ /km	10,944	11,781	0,006	113,339
ES	Part eaux souterraines	%	42,79	45,00	0	100
Plaintes	Nb plaintes	/jour/1000conn	4,956	7,195	0,028	69,805
Public	Mode de gestion	= 1 si public	0,822	0,383	0	1

Annexe 2 - Résultats d'estimation - Fonctions de coût variable

Variable	Modèle C1			Modèle C2		
<i>Constante</i>	13,4404	(0,0109)	***	13,4677	(0,0163)	***
<i>Q</i>	0,6686	(0,0184)	***	0,6662	(0,0201)	***
<i>W_L</i>	0,3514	(0,0047)	***	0,3872	(0,0058)	***
<i>W_M</i>	0,5281	(0,0042)	***	0,5171	(0,0054)	***
<i>Conn</i>	0,1535	(0,0267)	***	0,1454	(0,0261)	***
<i>Stoc</i>	0,0512	(0,0091)	***	0,0405	(0,0094)	***
<i>Long</i>	0,1124	(0,0223)	***	0,1251	(0,0234)	***
<i>Q*Q</i>	0,1069	(0,0170)	***	0,1019	(0,0169)	***
<i>W_L*W_L</i>	0,1587	(0,0093)	***	0,1620	(0,0085)	***
<i>W_M*W_M</i>	0,2202	(0,0028)	***	0,2205	(0,0029)	***
<i>Conn*Conn</i>	0,0688	(0,0187)	***	0,0675	(0,0186)	***
<i>Stoc*Stoc</i>	0,0065	(0,0066)		0,0050	(0,0066)	
<i>Long*Long</i>	0,0042	(0,0190)		-0,0100	(0,0187)	
<i>Q*W_L</i>	-0,1446	(0,0104)	***	-0,1502	(0,0102)	***
<i>Q*W_M</i>	0,1513	(0,0081)	***	0,1506	(0,0088)	***
<i>Q*Conn</i>	-0,0782	(0,0151)	***	-0,0812	(0,0151)	***
<i>Q*Stoc</i>	-0,0123	(0,0062)	**	-0,0122	(0,0062)	*
<i>Q*Long</i>	-0,0041	(0,0163)		0,0090	(0,0163)	
<i>W_L*W_M</i>	-0,1623	(0,0037)	***	-0,1660	(0,0036)	***
<i>W_L*Conn</i>	0,0739	(0,0146)	***	0,0722	(0,0135)	***
<i>W_L*Stoc</i>	0,0306	(0,0055)	***	0,0195	(0,0053)	***
<i>W_L*Long</i>	0,0342	(0,0126)	***	0,0433	(0,0124)	***
<i>W_M*Conn</i>	-0,0605	(0,0119)	***	-0,0556	(0,0118)	***
<i>W_M*Stoc</i>	-0,0248	(0,0044)	***	-0,0194	(0,0046)	***
<i>W_M*Long</i>	-0,0536	(0,0099)	***	-0,0607	(0,0105)	***
<i>Pertes</i>				0,0152	(0,0119)	
<i>ES</i>				-0,0844	(0,0425)	**
<i>Plaintes</i>				0,0039	(0,0100)	
<i>Pertes*Pertes</i>				0,0029	(0,0025)	
<i>ES*ES</i>				0,0745	(0,0701)	
<i>Plaintes*Plaintes</i>				-0,0020	(0,0025)	
<i>Pertes*Q</i>				0,0007	(0,0033)	
<i>Pertes*W_L</i>				0,0094	(0,0043)	**
<i>Pertes*W_M</i>				-0,0040	(0,0037)	
<i>Pertes*Plaintes</i>				0,0012	(0,0025)	
<i>Pertes*ES</i>				-0,0027	(0,0067)	
<i>ES*Q</i>				0,0059	(0,0059)	
<i>ES*W_L</i>				-0,0752	(0,0082)	***
<i>ES*W_M</i>				0,0217	(0,0070)	***
<i>ES*Plaintes</i>				0,0038	(0,0056)	
<i>Plaintes*Q</i>				0,0003	(0,0022)	
<i>Plaintes*W_L</i>				0,0062	(0,0029)	**
<i>Plaintes*W_M</i>				-0,0023	(0,0025)	
<i>Public</i>	0,0349	(0,0079)	***	0,0398	(0,0128)	***
<i>Public*Q</i>	-0,0088	(0,0061)		-0,0078	(0,0066)	
<i>Public*Plaintes</i>				-0,0002	(0,0077)	
<i>Public*Pertes</i>				-0,0054	(0,0080)	
<i>Public*ES</i>				-0,0061	(0,0175)	
R ² ajusté		0,980			0,980	

Notes : fonctions de coût estimées conjointement avec les parts de coût S_L et S_M par la méthode SURE itérée. Écarts-types entre parenthèses.

*** : niveau de significativité de 1 %, ** : 5 %, * : 10 %.

*Annexe 3 - Résultats d'estimation - Frontières de coût variable stochastiques
avec influences exogènes sur l'efficacité*

Variable	Modèle F1			Modèle F2		
<i>Constante</i>	13,3966	(0,0751)	***	13,3710	(0,0255)	***
<i>Q</i>	0,7019	(0,0263)	***	0,6713	(0,0280)	***
<i>W_L</i>	0,2163	(0,0227)	***	0,2091	(0,0219)	***
<i>W_M</i>	0,5676	(0,0125)	***	0,5677	(0,0121)	***
<i>Conn</i>	0,1279	(0,0346)	***	0,1285	(0,0341)	***
<i>Stoc</i>	0,0329	(0,0123)	***	0,0302	(0,0124)	**
<i>Long</i>	0,1180	(0,0283)	***	0,1451	(0,0297)	***
<i>Q*Q</i>	0,0923	(0,0614)		0,0743	(0,0606)	
<i>W_L*W_L</i>	-0,1719	(0,0912)	*	-0,1568	(0,0900)	*
<i>W_M*W_M</i>	0,1610	(0,0191)	***	0,1710	(0,0181)	***
<i>Conn*Conn</i>	0,1753	(0,0571)	***	0,2084	(0,0565)	***
<i>Stoc*Stoc</i>	-0,0021	(0,0202)		0,0030	(0,0199)	
<i>Long*Long</i>	0,0018	(0,0572)		-0,0308	(0,0570)	
<i>Q*W_L</i>	-0,1195	(0,0740)		-0,1203	(0,0712)	*
<i>Q*W_M</i>	0,0976	(0,0353)	***	0,0907	(0,0336)	***
<i>Q*Conn</i>	-0,1873	(0,0497)	***	-0,1930	(0,0482)	***
<i>Q*Stoc</i>	-0,0015	(0,0200)		-0,0036	(0,0195)	
<i>Q*Long</i>	0,0812	(0,0504)		0,0955	(0,0498)	*
<i>W_L*W_M</i>	-0,0783	(0,0367)	**	-0,0804	(0,0334)	**
<i>W_L*Conn</i>	-0,0593	(0,0936)		-0,0881	(0,0894)	
<i>W_L*Stoc</i>	0,0895	(0,0318)	***	0,0940	(0,0317)	***
<i>W_L*Long</i>	0,1307	(0,0797)	*	0,1536	(0,0782)	**
<i>W_M*Conn</i>	-0,1039	(0,0489)	**	-0,0907	(0,0471)	*
<i>W_M*Stoc</i>	-0,0164	(0,0170)		-0,0085	(0,0165)	
<i>W_M*Long</i>	0,0266	(0,0397)		0,0100	(0,0390)	
<i>Constante</i>	-0,1621	(0,6641)		-0,0935	(0,0834)	
<i>Pertes</i>				0,1092	(0,0238)	***
<i>ES</i>				-0,0228	(0,1138)	
<i>Plaintes</i>				0,0796	(0,0223)	***
<i>Public</i>	0,2691	(0,5794)		0,2284	(0,0809)	***
<i>Public*Pertes</i>				-0,0624	(0,0225)	***
<i>Public*ES</i>				0,0177	(0,1165)	
<i>Public*Plaintes</i>				-0,0545	(0,0243)	**
σ^2	0,0225	(0,0036)	***	0,0203	(0,0020)	***
γ	0,2235	(0,2172)		0,1817	(0,0737)	**
Log vraisemblance	172,26			185,35		
LR test d'erreur unilatéral	15,76			41,94		

Notes : frontières de coût stochastiques estimées par maximum de vraisemblance avec le programme *Frontier version 4.1*, voir Coelli (1996). Écarts-types entre parenthèses.

*** : niveau de significativité de 1 %, ** : 5 %, * : 10 %.