

2004s-60 révisé

**Régulation et mode de gestion :
une étude économétrique sur les
prix et la performance dans le
secteur de l'eau potable**

Marcel Boyer, Serge Garcia

Série Scientifique
Scientific Series

Montréal
Décembre 2004
Version révisée en décembre 2006

© 2004 Marcel Boyer, Serge Garcia. Tous droits réservés. *All rights reserved.* Reproduction partielle permise avec citation du document source, incluant la notice ©.
Short sections may be quoted without explicit permission, if full credit, including © notice, is given to the source.

CIRANO

Le CIRANO est un organisme sans but lucratif constitué en vertu de la Loi des compagnies du Québec. Le financement de son infrastructure et de ses activités de recherche provient des cotisations de ses organisations-membres, d'une subvention d'infrastructure du Ministère du Développement économique et régional et de la Recherche, de même que des subventions et mandats obtenus par ses équipes de recherche.

CIRANO is a private non-profit organization incorporated under the Québec Companies Act. Its infrastructure and research activities are funded through fees paid by member organizations, an infrastructure grant from the Ministère du Développement économique et régional et de la Recherche, and grants and research mandates obtained by its research teams.

Les organisations-partenaires / The Partner Organizations

PARTENAIRE MAJEUR

- . Ministère du Développement économique et régional et de la Recherche [MDERR]

PARTENAIRES

- . Alcan inc.
- . Axa Canada
- . Banque du Canada
- . Banque Laurentienne du Canada
- . Banque Nationale du Canada
- . Banque Royale du Canada
- . Bell Canada
- . BMO Groupe Financier
- . Bombardier
- . Bourse de Montréal
- . Caisse de dépôt et placement du Québec
- . Développement des ressources humaines Canada [DRHC]
- . Fédération des caisses Desjardins du Québec
- . GazMétro
- . Groupe financier Norshield
- . Hydro-Québec
- . Industrie Canada
- . Ministère des Finances du Québec
- . Pratt & Whitney Canada Inc.
- . Raymond Chabot Grant Thornton
- . Ville de Montréal

- . École Polytechnique de Montréal
- . HEC Montréal
- . Université Concordia
- . Université de Montréal
- . Université du Québec
- . Université du Québec à Montréal
- . Université Laval
- . Université McGill
- . Université de Sherbrooke

ASSOCIÉ À :

- . Institut de Finance Mathématique de Montréal (IFM²)
- . Laboratoires universitaires Bell Canada
- . Réseau de calcul et de modélisation mathématique [RCM²]
- . Réseau de centres d'excellence MITACS (Les mathématiques des technologies de l'information et des systèmes complexes)

Les cahiers de la série scientifique (CS) visent à rendre accessibles des résultats de recherche effectuée au CIRANO afin de susciter échanges et commentaires. Ces cahiers sont écrits dans le style des publications scientifiques. Les idées et les opinions émises sont sous l'unique responsabilité des auteurs et ne représentent pas nécessairement les positions du CIRANO ou de ses partenaires.

This paper presents research carried out at CIRANO and aims at encouraging discussion and comment. The observations and viewpoints expressed are the sole responsibility of the authors. They do not necessarily represent positions of CIRANO or its partners.

Régulation et mode de gestion : une étude économétrique sur les prix et la performance dans le secteur de l'eau potable*

Marcel Boyer[†], Serge Garcia[‡]

Résumé / Abstract

Nous modélisons les interactions entre mode de gestion et coûts des services d'eau afin de comparer leurs performances et la tarification. Nous estimons ces modèles sur des données de panel en France. Nous trouvons que le choix de la collectivité locale dépend des coûts et des caractéristiques des services. Il n'y a pas de différences d'efficacité productive mais de performance de réseau. Les marges sont expliquées par les caractéristiques des services et du contrat (en gestion déléguée).

Mots clés : services d'eau potable, mode de gestion, modèle de sélection, fonction de coût, tarification, données de panel

We model the interactions between the management mode and costs of water services in order to compare their performances and pricing. We estimate those models on French panel data. We find that the choice by the local authority depends on the service costs and characteristics. There is no difference of productive efficiency but of network performance. Margins are explained by service and contract (delegated management) characteristics.

Keywords: water services, management mode, selection model, cost function, pricing, panel data

Code JEL : C25, C33, D42, L25, L95

* Les auteurs remercient les deux rapporteurs anonymes et Bruno Crépon le rédacteur en chef de la revue pour leurs précieux commentaires et remarques constructive ainsi qu'Alain Carpentier et Patrick Sevestre qui ont contribué à l'amélioration de ce papier, et aussi les participants aux journées AFSE (Rennes, 2004) et aux journées de microéconomie appliquée (Lille, 2004). Merci également à Lætitia Guérin-Schneider ainsi qu'aux participants du Séminaire SEGEPRE (Montpellier, 2003) pour leurs réactions sur une première version de cet article. Les auteurs sont reconnaissants à D. Careil (DDAF), F. Regimbal (ESG) et au directeur d'une grande structure de distribution d'eau potable du Nord de la France pour la fourniture des données.

[†] Titulaire de la Chaire Bell Canada en économie industrielle, département de sciences économiques, Université de Montréal, C.P. 6128, succursale Centre-ville Montréal (QC) H3C 3J7, Canada, et Fellow CIRANO, tél. : (514)-985-4002, courriel: marcel.boyer@umontreal.ca

[‡] LEF, INRA-ENGREF, 14 rue Girardet, CS 14216, 54042 Nancy Cedex, tél. : 03-83-68-69, fax : 03-83-37-96-45, courriel : garcia@nancy-engref.inra.fr. Des versions préliminaires de cet article ont été rédigées pendant que le second auteur était accueilli par le laboratoire CIRANO pour un stage post-doctoral puis au laboratoire GEA-ENGREF.

1 Introduction

La régulation du monopole naturel occupe une place importante dans la littérature sur l'organisation industrielle. Les travaux les plus anciens (Dupuit, 1849 ; Hotelling, 1938 ; Vickrey, 1948) proposent une tarification au coût marginal permettant de produire les quantités optimales au sens de Pareto. Mais la présence de rendements d'échelle croissants et la nécessité de transferts monétaires engendrent des distorsions économiques. L'objectif de premier rang est jugé inaccessible ou trop coûteux. D'autres systèmes de tarification ont alors été proposés pour des entreprises publiques régulées par l'État et contraintes à l'équilibre budgétaire (Ramsey, 1927 ; Boiteux, 1956).

La théorie de la régulation incitative s'intéresse au monopole naturel en prenant en compte les problèmes d'asymétries d'information. L'entreprise a une information privée qu'elle utilise à des fins stratégiques. Le modèle de Baron et Myerson (1982) étudie ce cas dans le cadre du paradigme principal-agent où, pour résoudre le problème de sélection adverse, le régulateur définit un mécanisme révélateur des coûts de l'entreprise¹. Les contrats incitatifs reposent sur un arbitrage entre efficacité et extraction de rente. Une tarification *Cost plus* de remboursement des coûts permet de contrôler les profits de l'entreprise mais ne l'incite pas à réduire ses coûts. Au contraire, une tarification *Price cap* de prix plafond incite l'entreprise à faire des économies afin d'accroître ses profits qui ne sont pas réglementés. Les problèmes de régulation et de tarification des monopoles naturels sont difficilement dissociables de l'analyse de leur performance². Dans notre article, nous tentons d'intégrer ces éléments dans la modélisation économique de la gestion des services d'eau.

Les services d'eau sont considérés comme des monopoles naturels locaux. Leurs caractéristiques, et leurs modes de gestion et de régulation spécifiques font d'eux des cas d'étude très intéressants. L'article pionnier de Wolak (1994) étudie le secteur de la distribution d'eau potable en Californie à partir d'un modèle d'information privée sur les coûts. Il montre en particulier que l'estimation des coûts est meilleure que dans un modèle avec information complète. Récemment, Brocas et al. (2006) reprennent ce modèle de régulation, dérivent les solutions optimales d'une régulation *rate of return*, et évaluent le coût des asymétries d'information. Garcia et Thomas (2003) simulent des contrats optimaux de délégation des services d'eau en France et mesurent les distorsions dues aux asymétries d'information en termes de volumes d'eau produits.

¹Le modèle de Laffont et Tirole (1986) traite un cas plus général où s'ajoute un problème de risque moral (l'entreprise ne fait pas l'effort maximal pour réduire ses coûts) mais où le régulateur peut observer *ex post* (par des audits) les informations sur les coûts qu'il ne connaissait pas *ex ante*.

²Les critères pour évaluer la performance des entreprises sont : 1) l'efficacité allocative (statique) consiste à éviter le gaspillage de la ressource de façon à ce qu'elle soit allouée aux usages pour lesquels sa valeur est la plus grande ; 2) l'efficacité productive est un processus dynamique qui dépend des efforts d'adaptation de l'exploitant (réhabilitation et développement des infrastructures, formation de la main d'œuvre, investissement en recherche et développement, etc.) pour baisser les coûts de production. 3) Boyer, Patry, et Tremblay (1999) définissent une autre notion d'efficacité dans le cadre de la gestion des services d'eau qu'ils nomment l'éco-efficacité et qui repose sur l'idée de développement durable. Voir aussi Boyer, Patry et Tremblay (2001a, 2001b).

En France, l'organisation des services publics locaux incombe aux communes. Les services d'Alimentation en Eau Potable (AEP) et d'assainissement revêtent un caractère industriel et commercial. Ils peuvent être gérés directement par la commune (ou un regroupement de communes) ou bien faire l'objet d'une délégation de service public. Lorsque l'exploitation est déléguée, la collectivité cherche à réduire la marge de l'entreprise³ tout en l'incitant à fournir le meilleur service. Pour ces raisons, la procédure de délégation passe par un appel d'offres. Depuis Demsetz (1968), la concurrence pour le marché est préconisée comme complément voire substitut de la régulation du monopole. Riordan et Sappington (1987) modélisent la procédure optimale d'attribution de la concession d'un monopole lorsque qu'il y a incertitude et information incomplète sur les coûts. Plus récemment, Mougeot et Naegelen (2005) reformulent cette théorie en faisant le lien entre régulation du monopole à la *Baron-Myerson* et procédure de mise en concurrence pour le marché. Notre article s'inscrit dans ce cadre en caractérisant le mécanisme incitatif optimal lorsque la gestion est déléguée, équivalent à un mécanisme optimal d'attribution du monopole.

La possibilité de choisir son mode de gestion et les différences de prix constatées d'une commune à l'autre ont donné matière à de nombreux débats dans les milieux politiques et spécialisés sur l'organisation des services. Seulement quelques études ont tenté d'expliquer le choix de mode de gestion des services d'eau en France et son impact sur les prix⁴. Sage (1999) montre que le mode de gestion n'explique pas à lui seul les différences de prix de l'eau et que la comparaison directe des prix ne peut pas être satisfaisante. Ménard et Saussier (2000) analysent le choix de mode de gestion à partir de la théorie des coûts de transaction. Ils montrent que ce choix est guidé par des décisions économiques plus que par des facteurs politiques. Aucun avantage absolu d'un mode de gestion sur l'autre n'est mis en évidence et la performance dépend de son bon ajustement aux caractéristiques de la transaction. Glachant et Miessner (2003) cherchent à identifier l'influence des facteurs organisationnels (mode de gestion et regroupement de communes) sur les prix des services d'eau. Les résultats montrent que la délégation et l'intercommunalité entraînent des prix plus élevés à la fois pour l'AEP et l'assainissement, mais cela être nuancé par les conditions d'exploitation initiales et des qualités de service différentes. Carpentier et al. (2005) proposent d'évaluer les effets du mode de gestion sur le prix de l'eau. La méthode des effets de traitement leur permet d'identifier la composante des écarts de prix qui est due à des effets non observés, selon le mode de gestion. Il est montré que l'écart de prix est expliqué en partie par des conditions d'exploitation différentes, ce qui justifierait les prix plus élevés observés en gestion déléguée.

³On parle de rente informationnelle car elle est liée au déficit d'information de la collectivité sur l'entreprise et/ou sur le réseau. Le problème existe également dans la cas d'une gestion directe où les services techniques de la commune peuvent dissimuler, sciemment ou non, au conseil municipal certaines informations ou certaines de leurs actions sur le plan de production afin de profiter de rente de situation.

⁴Reynaud et Thomas (2005) montrent que des facteurs déterminant le choix de mode de gestion conditionnent aussi la consommation d'eau des usagers domestiques.

La démarche poursuivie dans notre article est différente à la fois sur le plan théorique et des méthodologies économétriques utilisées. Notre étude économétrique repose sur des données françaises de panel de coûts d'exploitation concernant un échantillon de services d'AEP en gestion directe et un autre en gestion déléguée. Le programme de maximisation du bien-être social est établi pour chaque mode de gestion. L'équation structurelle de choix est définie par la différence de bien-être entre les deux modes de gestion. Ce choix est déterminé par les coûts d'exploitation du service et d'autres considérations techniques. Afin de prendre en compte ce problème d'endogénéité, nous utilisons des méthodes d'estimation dérivées des travaux de Heckman (1976) et de Lee (1978) pour traiter l'éventuel biais de sélection sur les coûts. Lors de l'étape d'estimation des coûts, nous en profitons pour mesurer l'efficacité productive des services⁵. Nous utilisons ensuite les coûts marginaux estimés dans le modèle de tarification toujours en tenant compte du choix de mode de gestion. Ce modèle est construit, pour la gestion directe, sur une régulation *Cost of service*. En gestion déléguée, la commune organise un appel d'offres pour la gestion du service et le mécanisme révélateur optimal aboutit à un prix Baron-Myerson.

La suite de l'article est organisée de la façon suivante. La section 2 présente brièvement l'organisation et la réglementation des services d'eau en France, ainsi que les caractéristiques de la technologie afin de spécifier la fonction de coût variable utilisée dans le modèle économique. Nous décrivons ensuite les bases de données de services d'AEP gérés en régie et en affermage. Le modèle de choix de mode de gestion des services est exposé dans la section 3. La section 4 est consacrée à la présentation de la procédure d'estimation et des résultats d'estimation concernant le choix de mode de gestion et les coûts. Nous présentons enfin l'étude de la tarification dans la section 5. La dernière section conclut notre travail.

2 Les services d'eau en France

2.1 Organisation et réglementation

En France, les services d'eau (AEP et assainissement) peuvent être gérés directement en régie (avec autonomie financière ou/et personnalité morale) ou bien faire l'objet d'un contrat de délégation (affermage ou concession) avec une entreprise privée⁶. De tels contrats spécifient la nature

⁵Avec l'augmentation des coûts de service ces dernières années en raison de la complexification et la spécialisation du métier, la performance comparée des modes de gestion est devenue une préoccupation croissante pour les décideurs politiques et certaines institutions internationales comme la Banque mondiale, voir par exemple Estache et Rossi (2002). En France, un ensemble d'indicateurs de performance utilisés par les collectivités locales a été développé pour contrôler la qualité du service, voir Guérin-Schneider et Nakhla (2003). Ils peuvent être utilisés afin de comparer plusieurs services dans le cadre de participation volontaire à un réseau de benchmarking ou bien d'un système obligatoire de concurrence par comparaison (*yardstick competition*).

⁶En France, l'exploitation des services d'eau par des entreprises publiques de statuts de droit privé est rare contrairement à d'autres pays de l'Union européenne comme l'Allemagne ou les Pays-Bas.

des services attendus, le tarif payé par les usagers et, dans le cas des contrats d'affermage, la part des travaux de renouvellement incombant à l'opérateur. Le contrat d'affermage est la forme la plus répandue en France (pour l'AEP, 88% de la population en gestion déléguée⁷), car c'est la formule la plus souple permettant de s'adapter à un grand nombre des situations. Il est signé en général pour une durée de 7 à 12 ans. L'opérateur a la responsabilité de l'exploitation et la maintenance du réseau, il facture lui-même le service et redistribue la part revenant à la collectivité.

Quel que soit le mode de gestion, les services d'eau font face au même environnement réglementaire. C'est dans les années 1990 que l'évolution de la réglementation est déterminante. La loi sur l'eau de 1992 réactualise le cadre législatif mis en place en 1964. La loi "Sapin" de 1993 a pour objectif de mettre un terme aux pratiques illicites entre entreprises privées et responsables des collectivités locales⁸ en introduisant des procédures de publicité et de mise en concurrence des contrats de délégation (concurrence pour le marché). Cependant, il n'existe pas d'autorités administratives et financières centrales pour régir les règles économiques que devraient respecter les entreprises en charge des services publics de l'eau. Ce sont les collectivités délégantes qui sont responsables de la régulation et du contrôle des services, aidés si nécessaire par les DDAF⁹ ou par du conseil privé (cabinets d'audit).

Par ailleurs, les services d'eau doivent respecter les principes de service public, dont le principe d'égalité de traitement des usagers concernant l'accès au service, les prestations et le tarif du service¹⁰. De plus, les services d'eau sont des services publics industriels et commerciaux (SPIC) leur imposant des règles particulières tant sur le plan juridique qu'en matière budgétaire et de gestion de trésorerie. Le nouveau droit de l'eau issu de la législation de 1992 et les réglementations qui ont suivi reflètent la volonté des pouvoirs publics de mieux tenir compte des réalités économiques des services. Cela implique par exemple la mise en place de services d'eau financièrement autonomes, c'est-à-dire présentant un budget équilibré et financé par l'utilisateur. En outre, les services d'eau des collectivités de plus de 3 000 habitants ont l'obligation de tenir un budget spécifique au service, propre ou annexe du budget général de la collectivité et la séparation entre AEP et assainissement doit être claire sur la facture de l'eau¹¹. Les autres contraintes réglementaires portent sur la qualité de l'eau¹². La réglementation environnementale affecte les services d'eau à travers son impact sur

⁷Direction de l'eau au Ministère de l'aménagement du territoire et de l'environnement, chiffres repris par Yves Tavernier dans son rapport d'information (2001) à l'Assemblée nationale sur le financement et la gestion de l'eau.

⁸On pense par exemple à l'affaire de corruption mise à jour dans la concession des services d'eau de Grenoble.

⁹Les DDAF (Directions Départementales de l'Agriculture et de la forêt) peuvent être chargées du suivi des délégations des services ou de la reconstitution des coûts du service lors d'une négociation de contrat.

¹⁰Le principe de continuité donne aux usagers un droit d'accès normal et permanent au service, et le principe d'adaptation requiert l'adaptation du service à l'évolution des besoins des usagers.

¹¹Loi Barnier 1995, Titre V, Art. 74.

¹²Deux directives édictées par la Commission européenne concernent la qualité des eaux de surface pour la production d'eau potable et la qualité des eaux destinées à la consommation humaine. Cette dernière définit les concentrations maximales pour 65 paramètres de qualité de l'eau potable. Les agences de l'eau en France ont adopté une politique de protection de la ressource basée sur les redevances de prélèvement et de pollution. Les revenus

le traitement de l'eau et les coûts de réduction d'effluents d'eaux usées, et de manière identique lorsque les conditions environnementales sont homogènes.

En gestion directe, le prix de l'eau est le résultat d'une délibération du conseil municipal ou syndical de la collectivité locale. L'objectif principal est d'atteindre l'équilibre budgétaire. Lorsque le service est délégué, le prix est déterminé suite au résultat de l'appel d'offres. Une nouvelle phase de négociation (principe de *intuitu personae*) permet à la collectivité et l'opérateur d'ajuster le prix et la qualité de service. Le prix est établi à partir d'un compte d'exploitation prévisionnel fourni par l'opérateur. Le délégataire présente le plus souvent des marges prévisionnelles quasi-nulles (voir Canneva, 2003) de sorte que la collectivité peut croire à un remboursement des coûts. Cependant, les coûts ne sont que très rarement contrôlés, laissant les problèmes d'information privée non résolus. Une formule d'actualisation permet d'établir l'évolution du prix chaque année et généralement pour cinq ans. Cette formule prévoit un ajustement du prix en fonction de l'évolution du coût des principaux facteurs de production¹³. Quelque soit le mode de gestion, un montant (appelé part fixe ou abonnement) indépendant du volume d'eau consommé peut être facturé. Selon l'article 13-II de la loi sur l'eau de 1992, l'abonnement doit tenir compte des charges fixes du service et des caractéristiques du branchement. Cette définition laconique rend sa détermination délicate et surtout laisse une marge de manœuvre non négligeable aux exploitants¹⁴.

Le choix de mode gestion des services d'eau se traduit par une différence de prix significative. Selon la Direction Générale de la Concurrence, de la Consommation et de la Répression des Fraudes, en 1998 le prix moyen des services d'eau en régie était de 13% inférieur à celui des services délégués. Une enquête sur la même année révèle une différence de prix plus marquée de l'ordre de 27% pour l'AEP et 20,5% pour l'assainissement (Institut français de l'environnement, Ifen, 2001). L'écart s'élève même à 44% entre les régies communales et les syndicats intercommunaux en affermage. D'après le rapport Tavernier (2001), cette différence entre les deux études provient de la nature des échantillons (urbain vs. rural). En outre, les arguments des délégataires pour expliquer leurs prix sont nombreux (taxes, investissements, difficultés des services) mais par ailleurs les avantages de la gestion par des opérateurs privés existent (économies d'échelle liées à la gestion de plusieurs contrats, possibilité de placements de trésorerie). Le rapport rappelle aussi l'existence d'autres facteurs ayant un impact sur le prix tels que la qualité du service, les asymé-

de ces taxes sont redistribués entre pollueurs et collectivités locales sous la forme d'aides financières dans le but d'investir dans des infrastructures comme des stations d'épuration.

¹³Chaque poste de dépenses est pondéré par un coefficient (différent d'un contrat à l'autre) de manière à refléter au mieux l'environnement économique du service. La formule d'actualisation du prix de l'eau est du type suivant : $P = P_0 \times (k + a \frac{A}{A_0} + b \frac{B}{B_0} + \dots)$, avec $k + a + b + \dots = 1$. P est le prix à appliquer chaque année et P_0 le prix de début de contrat. k est une constante (supérieure ou égale à 0,1), a et b sont les coefficients associés aux ratios $\frac{A}{A_0}$, $\frac{B}{B_0}$ représentant les variations de coût des facteurs (indice 0 pour l'année initiale du contrat).

¹⁴L'Office International de l'eau souligne que les montants des abonnements peuvent atteindre parfois 150 €/an et intègrent de toute évidence d'autres éléments, entretenant ainsi une certaine opacité des comptes.

tries d'information au dépens de collectivités et des usagers, le manque de clarté des contrats, le manque d'expertise des collectivités et les contrôles insuffisants. D'un autre côté, selon la Cour des comptes¹⁵, les régies ont des rendements médiocres (beaucoup de personnel insuffisamment qualifié, mauvais état des réseaux, absence de rigueur dans la gestion et la facturation).

2.2 Technologie

Le secteur de l'eau¹⁶ se présente comme un marché de nature monopolistique au moins pour une partie de ses activités. L'AEP peut être séparée en deux activités : la production d'eau potable proprement dite et la distribution de cette eau vers différentes catégories d'usagers. La distribution de l'eau potable engendrent des coûts fixes importants. La spécificité des actifs donne à ces coûts fixes un caractère irréversible. De plus, la construction de réseaux parallèles est tout à fait irréaliste et constitue une véritable barrière à l'entrée pour un concurrent éventuel, ce qui confère à l'activité de distribution une structure monopolistique non-contestable. Par ailleurs, l'eau est un produit lourd dont le transport est coûteux et le stockage difficile, et les exigences de qualité nécessitent une certaine proximité entre les lieux de production et de consommation. L'AEP est donc un service qui a naturellement incombé aux collectivités locales en France et ailleurs.

Les objectifs généraux du service d'eau potable sont de produire une eau de bonne qualité à partir d'une eau brute pouvant nécessiter un traitement et de la mettre à disposition des usagers en s'adaptant en permanence à leur demande et en préservant la qualité de l'eau durant son séjour dans le réseau. Les coûts d'exploitation du service sont donc engendrés par toutes les opérations ayant trait à la desserte en eau potable depuis le prélèvement dans le milieu naturel jusqu'au robinet de l'utilisateur¹⁷. L'environnement dans lequel le service évolue explique en grande partie les différences de coûts (et de prix) observés entre différents réseaux d'eau. L'eau potable est produite à partir d'eaux brutes souterraines ou de surface. L'eau issue d'une nappe souterraine engendre des coûts plus importants de forage et de pompage alors que les coûts de traitement sont d'ordinaire plus conséquents pour les eaux de surface. Par ailleurs, les coûts variables peuvent être également très différents lors de la phase de distribution, car ils dépendent de façon cruciale de la taille des zones desservies, leur densité en population et la topographie.

Une partie du volume d'eau mis en distribution dans le réseau n'atteint pas sa destination

¹⁵Voir les rapports publics sur la gestion des services publics d'eau et d'assainissement (1997, 2003).

¹⁶Le secteur de l'eau possède des caractéristiques similaires à celles d'autres activités industrielles en réseau (électricité, télécommunications, transports) : structure monopolistique du marché, prédominance de l'opérateur historique, obligations de service public... Mais en dépit de ces caractéristiques communes, il existe des différences importantes entre les secteurs : progrès technologiques, conditions de demande, globalisation des marchés (franchissement transfrontalier dans le secteur des transports, présence de grands groupes transnationaux dans les secteurs de l'eau et l'électricité par exemple), certains segments de l'industrie sont des monopoles naturels et d'autres plus concurrentiels etc.

¹⁷Voir Garcia et Thomas (2001) pour une présentation plus détaillée de cette technologie.

finale, principalement à cause de pertes dues à des ruptures de conduites ou des joints fuyants¹⁸. Cette spécificité doit être prise en compte car les coûts de production et de distribution dépendent fortement de l'état du réseau. Le rendement de réseau calculé comme le ratio du volume facturé aux usagers et du volume mis en distribution est un indicateur important pour les ingénieurs et une variable de décision cruciale pour les gestionnaires du service. Garcia et Thomas (2001) soulignent l'existence d'économies de coût substantielles selon que l'exploitant choisit d'accroître la production d'eau potable tout en maintenant l'état du réseau inchangé ou bien de réparer les fuites sans extraire davantage d'eau. Par ailleurs, Garcia et Thomas (2003) montrent qu'en raison de la non observabilité des coûts de production d'eau potable et de maintenance du réseau de distribution lorsque la collectivité locale délègue l'exploitation du service public à un opérateur privé, elle doit autoriser ce dernier à "produire" un niveau de pertes d'eau supérieur au niveau optimal d'information complète.

2.3 Modélisation des coûts

La modélisation et l'estimation de fonctions de coût ainsi que l'étude de l'effet du type de propriété (public ou privé) des services d'eau sur leur efficacité sont des sujets qui ont été traités par un certain nombre d'articles de recherche empirique depuis plusieurs années¹⁹. Estache et Rossi (2002) présentent les estimations de frontières de coût dans le but de mesurer l'efficacité productive des compagnies publiques et privées chargées de la distribution de l'eau potable dans la région d'Asie et du Pacifique. Ils font notamment un bref survol des travaux réalisés à ce sujet dans le secteur de l'eau. Par ailleurs, Saal et Parker (2000) étudient l'impact de la privatisation et de la régulation économique et environnementale sur la performance économique des services d'eau en Grande-Bretagne à partir d'une fonction de coût translog multi-produits (AEP et assainissement).

Les études réalisées sur le sujet et la description de la technologie faite plus haut nous permettent d'identifier plusieurs déterminants importants des coûts d'exploitation :

- le volume d'eau vendu (V) ;
- les prix des facteurs de production (w) ;
- des caractéristiques techniques (CAR) :
 - le nombre d'abonnés desservis (Ab) et la longueur du réseau (Res), ou leur ratio ($Dens$) ;
 - le taux de rendement (rdt) ou l'indice linéaire de pertes en distribution (ILP) ;
 - l'origine des eaux brutes (EB) ;
 - la topographie de la zone de distribution ($Topo$) ;

¹⁸Lors de l'étape de production, les conduites de transfert étant peu nombreuses, les fuites sont facilement localisables et donc rapidement réparées.

¹⁹Voir Crain et Zardkoochi (1978), Feigenbaum et Teeple (1983), Teeple et Glyer (1987), Bhattacharyya, Harris, Narayanan, et Raffiee (1995) parmi d'autres.

– le type de traitement de potabilisation (*Trait*).

La fonction de coût variable conditionnelle de court terme peut s'écrire de la façon suivante :

$$CV = CV(V, w; CAR), \quad (1)$$

où CV représente les coûts variables (minimum). Nous avons choisi d'étudier une fonction de coût variable (de court terme) plutôt qu'une fonction de coût total (de long terme) pour plusieurs raisons. D'abord, une fonction de coût variable contient la même information que le processus de production d'origine. Ensuite, la période d'observation de notre échantillon est courte : quatre années pour les services en gestion déléguée et trois pour les services en régie. Par conséquent, une fonction de coût total faisant l'hypothèse que tous les facteurs (y compris le capital) peuvent s'ajuster instantanément serait une mauvaise spécification. Enfin, nous souhaitons minimiser l'impact de la différence de coûts du capital entre les contrats d'affermage (le mode de gestion déléguée présent exclusivement dans notre échantillon et largement dominant en France) et la gestion publique. Dans le cas d'affermage du service, les gros investissements et renouvellements sont en général à la charge de la collectivité et l'exploitant n'a qu'à effectuer les travaux de maintenance. Les dépenses de renouvellement varient fortement d'un contrat à l'autre suivant que le renouvellement à la charge du délégataire englobe seulement le matériel électromécanique ou davantage d'éléments du service. La responsabilité du renouvellement est partagée entre la collectivité et le délégataire, entraînant ainsi des transferts de charges financières. À l'opposé, les dépenses d'exploitation sont communes à l'ensemble des contrats de délégation mais aussi des comptes administratifs des régies même si l'agrégation des charges n'est pas la même.

2.4 Description des données

Nous n'utiliserons pas toutes les variables spécifiées dans la fonction de coût (1) pour différentes raisons. Certaines variables explicatives des coûts énoncés plus haut n'ont pas été introduites dans cette modélisation soit parce que les données n'étaient pas disponibles (c'est le cas pour la variable de topographie), soit parce que les observations ne présentaient que peu de variation pour avoir un effet significatif (eaux brutes, traitement). La liste des variables utilisées étant déjà assez longue, le préjudice n'en est que plus faible.

Nous avons à notre disposition deux bases de données. Il s'agit pour la première de services de distribution d'eau potable de la région de Bordeaux, délégués à des entreprises privées sous contrat d'affermage [Lyonnaise des eaux (groupe Suez), Générale des eaux (aujourd'hui Veolia eau), CISE, SAUR, Electricité Service Gironde (ESG) et SOGEDO]²⁰. Le second échantillon est

²⁰Depuis la date de collecte des données, il y a eu de nombreux changements dans l'organisation des sociétés

exclusivement composé de services en régie localisés dans un département du nord de la France²¹.

L'échantillon des services en gestion privée comprend 188 observations concernant 47 services communaux ou syndicaux sur les années 1995, 1996, 1997 et 1998. Nos données sont principalement issues des rapports réalisés par la Direction Départementale de l'Agriculture et de la Forêt (DDAF) de Gironde à partir des comptes-rendus techniques et financiers établis annuellement par les délégataires. Ces rapports contiennent des informations sur les dépenses en facteurs de production, des renseignements techniques sur le réseau, ainsi que des données sur les volumes d'eau, les consommations d'électricité etc. Une partie des données provient également d'une enquête que nous avons réalisée directement auprès des collectivités et du service commercial d'ESG qui nous a permis de consulter ses documents comptables et techniques. L'échantillon "gestion publique" comprend 52 services observés sur les années 1995, 1996 et 1997, soit 156 observations. Il s'agit d'informations provenant des comptes administratifs pour les données financières et des comptes-rendus techniques pour les volumes d'eau et les données concernant la technologie et le réseau.

L'une des différences majeures avec l'échantillon sur les services en gestion privée est qu'il n'est pas possible de distinguer les dépenses et les quantités correspondant au facteur travail de celles ayant trait aux travaux de réparation et de sous-traitance. Nous avons donc décidé de regrouper les dépenses d'exploitation en trois catégories constantes quelque soit le mode de gestion et l'opérateur privé : dépenses d'électricité (E), dépenses de traitement (pour potabiliser l'eau extraite) et d'analyse (pour contrôler la qualité de l'eau potable) (T), et un ensemble de coûts (assez hétérogène) que nous avons nommé "autres dépenses" (A). La somme de ces trois types de dépenses (variables) constitue les coûts d'exploitation (CV), exprimés en euros, du service d'eau potable. Cette classification est intéressante du point de vue de la performance des services puisqu'elle nous permet d'isoler les dépenses qui peuvent être la source d'inefficacité dans une seule catégorie (A). En effet, pour certains facteurs de production comme le travail, les travaux de réparation et de sous-traitance, le responsable du service n'est pas capable de dire si la quantité fournie est optimale pour produire les volumes d'eau demandés : il ne connaît pas l'effort que peut réaliser son personnel pour les tâches qui lui sont assignées et encore moins les capacités des entreprises auxquelles il confie la réalisation de certains travaux. Par ailleurs, nous pensons que ces regroupements de dépenses ne posent pas de problèmes économétriques importants puisque l'objet de l'étude n'est pas d'étudier précisément les effets de substitution entre les facteurs de production²².

distributrices d'eau potable. Cise est devenue filiale de SAUR en 1998 et le groupe Bouygues a cédé SAUR à PAI Partners fin 2004. ESG détenue en partie par Suez a été vendue à EDF en 2000 suite aux dégâts importants de la tempête de 1999.

²¹Pour des raisons de confidentialité, nous ne pouvons pas dévoiler l'origine exacte de ces données.

²²Il est aussi peu probable que cet arrangement soit la cause d'un biais lors de l'estimation puisque le facteur travail n'est pas une variable omise mais plutôt un élément que nous n'avons pas isolé. Par conséquent, le paramètre

Le prix de l'électricité (w_E) est défini comme le rapport entre les dépenses en électricité et la consommation annuelle d'énergie et a donc comme unité des $\text{€}/kWh$. Comme il n'a pas été possible de trouver une mesure adéquate des quantités utilisées de facteurs donnant lieu à des dépenses de traitement et d'analyse, nous utilisons les quantités d'eau produites (et importées) afin de calculer un prix unitaire au m^3 (w_T) pour cette catégorie de facteurs. Par ailleurs, comme nous l'avons indiqué plus haut, la catégorie A de facteurs de production est composée de différents coûts assez hétérogènes regroupant des lignes comptables aussi diverses que achats et stocks, travaux et réparations, sous-traitance, et dépenses en salaires. En raison de l'absence d'informations sur les prix et du problème d'hétérogénéité de ce facteur, nous avons choisi de construire un indice de prix noté w_A comme un coût unitaire par m^3 d'eau potable mis en distribution. L'hypothèse implicite dans la construction de ces prix est que les quantités physiques non observées des facteurs de production sont corrélées positivement avec les volumes d'eau.

Le volume d'eau produit qui a été effectivement comptabilisé (V) est la somme du volume facturé aux usagers finals et du volume vendu à d'autres services d'eau potable. Ces quantités d'eau sont exprimées en m^3 . Dans notre modèle de coût, nous utilisons également des variables techniques comme le nombre d'abonnés (Ab) et la longueur des canalisations (Res) exprimée en kilomètres, représentant la taille du réseau. C'est en fait le ratio de ces deux variables Ab/Res qui reflète la densité d'abonnés au km (appelé $Dens$) qui est intégré dans les variables explicatives des coûts variables car elle atténue les effets de taille. Le nombre de communes constituant le service d'AEP (supérieur à 1 dans le cas d'un syndicat intercommunal) donne une idée des économies d'échelle pouvant être réalisées par une rationalisation de la gestion des finances et de l'aménagement du territoire. L'indice linéaire de pertes en distribution (ILP) est le volume des pertes (volume d'eau mis en distribution – volume d'eau comptabilisé) rapporté à la longueur des canalisations permet de comparer l'état physique de deux réseaux.

Les statistiques descriptives des variables utilisées pour les deux types de gestion figurent dans le tableau 1. Les services en régie sont dans l'ensemble plus petits puisqu'ils desservent moins d'abonnés, distribuent moins de m^3 d'eau potable et présentent une longueur totale de canalisations moindre. Cependant, la densité d'abonnés est sensiblement la même pour les deux échantillons. Les valeurs moyennes de l'indice linéaire de pertes indiquent un état du réseau de distribution meilleure pour les services en gestions déléguée Les services des deux échantillons tirent leurs eaux brutes de nappes souterraines et elles bénéficient des mêmes types de traitement pour le processus de potabilisation. La topographie est également similaire pour chaque région puisque dans les deux cas la configuration géographique est plutôt la plaine. Les infrastructures de mise en pression ne devraient pas par conséquent être très différentes. Enfin, les coûts variables associé au prix du facteur A devrait capter également les effets liés au facteur travail.

moyens des services pour chaque échantillon sont en moyenne très proches (0,616€ pour les services en régie et 0.579€ pour les services délégués).

TAB. 1 – Statistiques descriptives des échantillons

Var.	Unité	Gestion publique $N_0 \times T_0 = 156$					Gestion privée $N_1 \times T_1 = 188$				
		Moy	Moyg	Std	Min	Max	Moy	Moyg	Std	Min	Max
<i>CV</i>	€	56 250	34 526	69 030	4 320	421 078	212 544	141 278	255 290	20 513	1 556 402
<i>CVM</i>	€	0,616	0,573	0,223	0,133	1,405	0,579	0,560	0,156	0,259	1,218
<i>w_E</i>	€/kwh	0,126	0,107	0,132	0,056	1,225	0,075	0,070	0,033	0,022	0,260
<i>w_T</i>	€/m ³	0,011	0,009	0,009	0,002	0,079	0,013	0,011	0,009	0,001	0,047
<i>w_A</i>	€/m ³	0,377	0,353	0,142	0,096	1,098	0,379	0,366	0,107	0,184	0,860
<i>V</i>	m ³	105 230	60 183	148 227	11 046	869 661	397 276	252 380	510 368	31 755	3 177 604
<i>ILP</i>	m ³ /km	1 601	1 081	1 699	81	12 882	1 081	869	788	182	4 826
<i>Res</i>	km	40	21	74	4	500	143	94	160	9	890
<i>Ab</i>	--	710	418	992	81	6 028	2 876	1 898	3 249	257	17 210
<i>Dens</i>	Ab/km	22,4	19,6	12,5	7,8	66,6	23,2	20,1	12,3	6,4	52,6
<i>Com</i>	--	5	3	6	1	37	5	3	7	1	34

Notes : Moy = moyenne arithmétique, Moyg = moyenne géométrique, Std = écart-type.

3 Modélisation économique du choix de mode de gestion des services d'eau

Notre objectif est d'étudier les interactions entre mode de gestion et coûts d'exploitation du service d'eau. La collectivité locale qui est responsable de l'organisation des services d'eau a deux options possibles : elle peut gérer elle-même le service ou bien en confier l'exploitation à une entreprise extérieure. Dans chaque situation, il y a un bien-être de la collectivité différent qui dépend de coûts d'exploitation différents. Nous modélisons le choix de mode de gestion à partir de la différence de bien-être social et des préférences spécifiques de chaque collectivité locale. Dans le cas d'une gestion directe des services, la collectivité est supposée maximiser le surplus des usagers, net des coûts d'exploitation, sous contrainte d'équilibre budgétaire. Pour la gestion déléguée, un modèle avec information privée sur les coûts (Baron et Myerson, 1982) est considéré²³. L'objectif de la collectivité est de maximiser une somme pondérée des surplus des usagers et de l'exploitant, avec un poids plus élevé accordé aux usagers (dont l'intérêt doit être préservé en tant qu'électeurs des représentants municipaux). Le moyen utilisé par la collectivité pour atteindre cet objectif est de mettre en concurrence la position de monopole par le biais d'un appel d'offres.

²³Comme Wolak (1994), nous justifions ce choix plutôt qu'un modèle à la Laffont et Tirole (1986) parce que les coûts d'exploitation ne font pas partie du contrat de délégation. Brocas, Chan, et Perrigne (2006) construisent leur modèle sur les mêmes hypothèses.

3.1 Coût et demande

À partir de l'équation (1), on peut réécrire la fonction de coût variable pour le service i de la façon suivante :

$$CV_i \equiv CV_i(R_i, \theta_i, \epsilon_{ci}), \quad (2)$$

où CV_i représentent les coûts variables du service i . R_i est le vecteur des variables explicatives des coûts variables. Il comprend V_i le volume d'eau vendu, w_i le vecteur de prix des inputs et CAR_i le vecteur des caractéristiques techniques du service i . Toutes ces variables sont parfaitement observables par la collectivité locale et l'économètre. θ_i représente l'efficacité productive de l'exploitant du service i et ϵ_{ci} une erreur traduisant l'existence d'aléas non observés sur les coûts. θ_i est une variable aléatoire non observée quelque soit le mode de gestion et reflète l'information privée de l'exploitant dans le cas d'une gestion déléguée. Notons CF_i les coûts fixes du service i qui sont considérés comme exogènes et sont supposés ne pas dépendre du mode de gestion²⁴. Le coût total de production est la somme des coûts variables et des coûts fixes : $CV_i + CF_i$.

La fonction de demande des usagers du service i s'écrit $P_i(V_i, \epsilon_{di})$ où P_i est le prix unitaire pour le service i et ϵ_{di} une perturbation aléatoire de la demande. Notons S_i le surplus brut espéré des usagers :

$$S_i \equiv S(V_i) = E \left[\int_{V_i}^{+\infty} P_i(v, \epsilon_{di}) dv \right] \quad (3)$$

3.2 Choix de mode de gestion

La collectivité locale peut choisir soit de gérer directement le service d'eau (indice '0') soit de déléguer son exploitation à une entreprise spécialisée (indice '1'). Les coûts d'un service i géré par la collectivité locale sont notés CV_i^0 et les coûts d'un service délégué sont notés CV_i^1 . Nous supposons que la collectivité choisit le mode gestion qui lui procure le plus haut niveau d'utilité.

3.2.1 La gestion directe

Dans le cas d'une gestion directe, la collectivité locale cherche à maximiser le bien-être social espéré (le surplus des usagers net des coûts espérés en gestion directe) sous contrainte budgétaire :

$$\max_{V_i} S(V_i) - E [CV_i^0(R_i, \theta_i, \epsilon_{ci}) + CF_i], \quad (4)$$

²⁴Les coûts fixes sont majoritairement supportés par la collectivité locale quelque soit le mode gestion. Dans certains cas d'effermage avec clauses concessives, une partie de ces coûts est transférée à l'opérateur chargé de l'exploitation du service. La partie fixe du tarif binôme est, en théorie, destinée à couvrir ces coûts fixes.

telle que l'espérance de profit Π_i^0 de la collectivité locale ne soit pas négative :

$$\Pi_i^0 \equiv E [T_i + P_i(V_i, \epsilon_{di})V_i - CV_i^0(R_i, \theta_i, \epsilon_{ci}) - CF_i] \geq 0. \quad (5)$$

où T_i représente la partie fixe du tarif pour le service i . Ce qui revient à maximiser :

$$W_i^0 = S(V_i) - E [CV_i^0(R_i, \theta_i, \epsilon_{ci}) + CF_i] - \lambda_i \Pi_i^0, \quad (6)$$

avec $\lambda_i \geq 0$ représentant le coût de la contrainte budgétaire du service i .

3.2.2 La gestion déléguée

Dans le cas d'une gestion déléguée, les préférences de la collectivité locale sont représentées par une somme pondérée du surplus net espéré (U_i) des usagers du service i et du profit espéré (Π_i^1) tiré de l'exploitation du service i , avec α le coefficient de pondération. Nous suivons l'approche de Baron et Myerson (1982) qui supposent que le surplus des usagers est préféré au profit de l'entreprise ($\alpha \in]\frac{1}{2}, 1]$). De la même manière, il n'y a pas de coût social des fonds publics dans notre modèle car le transfert monétaire T_i entre la commune et l'entreprise ne fait pas appel à l'impôt. T_i est la partie fixe du tarif binôme de l'eau directement prélevé par l'entreprise sur la facture de l'utilisateur. L'entreprise i a une information privée sur son efficacité productive ou son type θ_i . Nous supposons que θ_i est défini par la distribution $F(\cdot)$, de densité $f(\cdot)$, sur l'intervalle $[\underline{\theta}, \bar{\theta}]$, où $\underline{\theta}$ caractérise l'entreprise la plus efficace et $\bar{\theta}$ l'entreprise la moins efficace. La distribution est connue de la collectivité locale.

L'objectif de la collectivité locale est donc de maximiser l'expression suivante :

$$W_i^1 = \alpha U_i + (1 - \alpha) \Pi_i^1, \quad (7)$$

où

$$U_i = S(V_i) - E [P_i(V_i, \epsilon_{di})V_i - T_i] \quad (8)$$

et

$$\Pi_i^1 = E [T_i + P_i(V_i, \epsilon_{di})V_i - CV_i^1(R_i, \theta_i, \epsilon_{ci}) - CF_i], \quad (9)$$

De façon équivalente, à partir des équations (8) et (9), nous pouvons réécrire : $U = S(V_i) - \Pi_i^1 - E [CV_i^1(R_i, \theta_i, \epsilon_{ci}) + CF_i]$. En reportant ce résultat dans l'équation (7) et en divisant l'expression par α , le bien-être de la collectivité s'écrit finalement :

$$W_i^1 = S(V_i) - E [CV_i^1(R_i, \theta_i, \epsilon_{ci}) + CF_i] - \mu \Pi_i^1, \quad (10)$$

avec $\mu \equiv \frac{2\alpha - 1}{\alpha} \in]0, 1]$.

Cette fonction du bien-être (en gestion déléguée) est à rapprocher de celle en gestion directe où seul le coefficient associé au profit du service doit être interprété différemment. Remarquons aussi que les expressions du bien-être dépendent crucialement des coûts engendrés lors de l'exploitation du service.

3.2.3 Le choix

Le choix de la collectivité locale sur le mode de gestion du service d'eau peut être décrit par un modèle à régimes (*switching model*) et une fonction critère (ou équation de sélection) à la Lee (1978). Comme Huang et al. (2002), nos équations de régime sont des fonctions de coût. On considère que la collectivité locale préfère la gestion déléguée à la gestion directe de son service d'eau si :

$$W_i^1 - W_i^0 > \kappa_i \quad (11)$$

ce qui signifie qu'elle choisit la gestion déléguée si la différence en bien-être social associé à ce choix est supérieure à une valeur de réserve non observée. La valeur de réserve κ_i peut être interprétée comme la prédisposition de la collectivité locale à déléguer son service d'eau potable, et peut ainsi être positive ou négative. On suppose que κ_i est fonction de la quantité d'eau vendue V_i et de caractéristiques du service CAR_i (densité, nombre de communes...) :

$$\kappa_i = \alpha_1 + \alpha_2 V_i + \alpha_3 CAR_i + \varepsilon_i, \quad (12)$$

où ε_i est une erreur capturant des facteurs aléatoires non observables.

Le choix de mode de gestion du service dépend de la différence de bien-être social et donc de la différence de coût selon le mode de gestion : $W_i^1 - W_i^0 = \alpha_0 + \delta_1(CV_i^1 - CV_i^0)$, où CV_i^0 et CV_i^1 sont définis par l'équation (2) et dépendent entre autres de l'efficacité productive θ_i non observée spécifique au service et d'aléas non observés ϵ_{ci} . Ainsi, à partir des équations (11) et (12), on peut écrire l'équation de sélection de la façon suivante :

$$I_i^* = \delta_0 + \delta_1(CV_i^1 - CV_i^0) + \delta_2 V_i + \delta_3 CAR_i - \varepsilon_i, \quad (13)$$

où $\delta_0 = \alpha_0 - \alpha_1$, $\delta_2 = -\alpha_2$ et $\delta_3 = -\alpha_3$. En particulier, si $I_i^* > 0$ alors la collectivité locale i choisit de déléguer l'exploitation de son service d'eau.

4 Analyse économétrique des coûts et du choix du mode de gestion

4.1 Procédure d'estimation

Nous disposons de données de panel. Nos variables sont alors indicées par i représentant les individus et t les périodes de temps, et nous faisons appel à des procédures d'estimation spécifiques que nous allons décrire plus bas. Le modèle structurel à estimer est composé de deux équations de régime (fonctions de coût) et d'une équation de sélection.

Dans le modèle de coût (2), le vecteur des variables explicatives R_i est composé de variables variant dans le temps X_{it} et de variables invariant dans le temps Z_i , les équations de coût pour chaque régime ('0' : gestion publique, '1' : gestion déléguée) s'écrivent alors :

$$CV_{it}^0 = \beta^0 X_{it}^0 + \gamma^0 Z_i^0 + \theta_i^0 + \epsilon_{cit}^0, \quad (14)$$

$$CV_{it}^1 = \beta^1 X_{it}^1 + \gamma^1 Z_i^1 + \theta_i^1 + \epsilon_{cit}^1, \quad (15)$$

où ϵ_{cit}^0 et ϵ_{cit}^1 sont des termes d'erreur classiques variant dans le temps et respectivement supposés i.i.d $(0, \sigma_{\epsilon_0^0})$ et $(0, \sigma_{\epsilon_1^1})$. θ_i^0 et θ_i^1 sont les effets individuels invariant dans le temps mais non observés par la collectivité locale. Ils représentent l'efficacité des exploitants et sont distribués aléatoirement avec une moyenne nulle et une variance constante. En revanche, ils peuvent être estimés par l'économètre. Nous reviendrons sur leur estimation pour calculer l'efficacité des exploitants lors du choix de la spécification de la fonction de coût.

Il est possible de réécrire l'équation de sélection (13) sous une forme réduite :

$$I_i^* = \lambda R_i + u_i. \quad (16)$$

où R_i est le vecteur des variables explicatives des coûts variables. u_i est un terme d'erreur incluant les effets aléatoires des équations (13), (14) et (15). $E(u_i) = 0$ et sa variance est normalisée à 1 (modèle Probit). L'affectation d'un service à un des deux régimes est définitive, elle ne dépend donc pas du temps. Il est rare que l'on puisse observer les variables à la date du choix de mode de gestion fait par la collectivité. Cependant, R contient aussi des variables variant dans le temps. Dans ce cas, nous avons choisi de prendre la première année d'observation qui est celle la plus proche de la date de choix. i varie de 1 à $N_0 + N_1$, avec N_0 le nombre de services en gestion directe et N_1 le nombre de services en gestion déléguée. La règle de décision probabiliste du modèle de

choix discret est :

$$\begin{aligned} Prob(I_i = 1) &= Prob(I_i^* > 0) = 1 - Prob(u_i \leq -\lambda R_i) \\ Prob(I_i = 0) &= Prob(I_i^* \leq 0) = Prob(u_i \leq -\lambda R_i). \end{aligned} \quad (17)$$

Cela signifie que lorsque $I_i = 1$ alors la collectivité choisit la gestion déléguée et les coûts variables observés sont CV_i^1 . Lorsque $I_i = 0$ alors le service d'eau est en gestion directe et les coûts variables observés sont CV_i^0 .

Dans notre modèle, l'estimation des équations de coût doit prendre en compte le choix de la collectivité car cela introduit une corrélation entre le terme d'erreur de chaque équation de coût $\theta_i^0 + \epsilon_{cit}^0$ et $\theta_i^1 + \epsilon_{cit}^1$ d'une part, et celui de l'équation de sélection u_i d'autre part. En particulier, nous supposons que ce sont les effets spécifiques aux individus θ_i qui sont corrélés avec le terme d'erreur u_i . Il faut donc ajuster les termes d'erreur des équations de coût de sorte que leur moyenne soit égale à 0. En effet, dans le cas de notre modèle Probit on a :

$$E(\theta_i^0 + \epsilon_{cit}^0 | I_i = 0) = E(\theta_i^0 | I_i = 0) = \rho^0 \frac{\phi(\Psi)}{1 - \Phi(\Psi)}$$

et

$$E(\theta_i^1 + \epsilon_{cit}^1 | I_i = 1) = E(\theta_i^1 | I_i = 1) = -\rho^1 \frac{\phi(\Psi)}{\Phi(\Psi)}.$$

où $\frac{\phi(\Psi)}{\Phi(\Psi)}$ et $\frac{\phi(\Psi)}{1-\Phi(\Psi)}$ sont les ratios de mill pour chaque équation de régime avec ϕ et Φ respectivement les fonctions de densité et de distribution de la loi normale standard, $\Psi = \lambda R_i$, et ρ^0 et ρ^1 sont des paramètres à estimer.

La procédure d'estimation se déroule en deux étapes. D'abord, il s'agit d'estimer le modèle Probit réduit et les vecteurs de paramètres λ par la méthode du maximum de vraisemblance. Cela nous permet en outre de calculer les ratios de Mill $\frac{\phi(\hat{\Psi})}{\Phi(\hat{\Psi})}$ et $\frac{\phi(\hat{\Psi})}{1-\Phi(\hat{\Psi})}$ avec $\hat{\Psi} = \hat{\lambda} R_i$. Ensuite, nous considérons les équations de coût (conditionnellement à leur mode de gestion) suivantes :

$$CV_{it}^0 = \beta^0 X_{it}^0 + \gamma^0 Z_i^0 + \rho^0 \left(\frac{\phi(\hat{\Psi})}{1 - \Phi(\hat{\Psi})} \right) + \eta_i^0 + \epsilon_{cit}^0, \quad (18)$$

$$CV_{it}^1 = \beta^1 X_{it}^1 + \gamma^1 Z_i^1 + \rho^1 \left(-\frac{\phi(\hat{\Psi})}{\Phi(\hat{\Psi})} \right) + \eta_i^1 + \epsilon_{cit}^1, \quad (19)$$

avec $E(\eta_i^0 | I_i = 0)$ et $E(\eta_i^1 | I_i = 1)$ égales à 0. Les paramètres β et γ des équations de coût peuvent être alors estimés de manière convergente soit par des méthodes de moindres carrés généralisés (MCG), soit par des méthodes de variables instrumentales (VI) ou des méthodes Within²⁵ selon

²⁵ Avec une méthode Within, les η_i^0 et η_i^1 sont considérés comme des paramètres fixes à estimer. Cependant, la procédure de transformation Within faisant disparaître les effets fixes (et toutes les variables variables invariant

les hypothèses d'exogénéité faites sur les variables explicatives.

On peut supposer que l'effet individuel est aléatoire, alors pour chaque régime j , η_i^j est i.i.d. $(0, \sigma_{\eta^j}^2)$. Le terme d'erreur ϵ_{cit}^j est i.i.d. $(0, \sigma_{\epsilon^j}^2)$, et le terme d'erreur global est $v_{it}^j = \eta_i^j + \epsilon_{it}^j$. De façon classique, on a les hypothèses suivantes : $E(v^j) = 0$ et $E(v^j v^{j'}) = \Omega_j = t^j \sigma_{\eta^j}^2 B + \sigma_{\epsilon^j}^2 (Q + B)$ où B et Q sont respectivement les matrices de transformation Between et Within. On corrige l'hétéroscédasticité présente dans le modèle à erreurs composées en diagonalisant la matrice Ω_j , en utilisant les transformation suivantes :

$$\begin{aligned}\widetilde{CV}^j &= \sigma_{\epsilon^j} \Omega_j^{-1/2} CV^j = (Q + \theta^{1/2} B) CV^j, \\ \widetilde{X}^j &= \sigma_{\epsilon^j} \Omega_j^{-1/2} X^j = (Q + \theta^{1/2} B) X^j, \\ \widetilde{Z}^j &= \sigma_{\epsilon^j} \Omega_j^{-1/2} Z^j = (Q + \theta^{1/2} B) Z^j,\end{aligned}$$

où $\theta = \frac{\sigma_{\epsilon^j}^2}{\bar{\sigma}^{j2}}$ avec $\bar{\sigma}^{j2} = \sigma_{\eta^j}^2 + \frac{\sigma_{\epsilon^j}^2}{t^j}$. On définit $\widetilde{H}^j = [\widetilde{X}^j, \widetilde{Z}^j, Mill^j]$ où $Mill^0 = \frac{\phi}{1-\phi}$ et $Mill^1 = -\frac{\phi}{\Phi}$, et $\Gamma^j = [\beta^j, \gamma^j, \rho^j]$.

Dans ce modèle à effets aléatoires, l'estimateur MCG s'écrit : $\hat{\Gamma}_{MCG}^j \equiv [\hat{\beta}_{MCG}^j, \hat{\gamma}_{MCG}^j, \hat{\rho}_{MCG}^j] = (\widetilde{H}^{j'} \widetilde{H}^j)^{-1} \widetilde{H}^{j'} \widetilde{CV}^j$. Dans un modèle à effets fixes, on utilise l'estimateur Within de β^j (la transformation Within ne permet pas d'identifier les paramètres γ^j et ρ^j) qui est : $\hat{\beta}_Q^j = (X^{j'} Q X^j)^{-1} X^{j'} Q C V^j$.

Hausman (1978) propose un test d'exogénéité consistant à comparer l'estimateur Within à celui des MCG. L'hypothèse nulle H_0 testée dans le modèle de régression avec des données de panel est la non corrélation des variables X^j et de l'effet individuel η_i^j (exogénéité des variables explicatives). La statistique de test est donnée par : $m = \hat{q}' [var(\hat{q})]^{-1} \hat{q}$, avec $\hat{q} = \hat{\beta}_Q^j - \hat{\beta}_{MCG}^j$. Sous l'hypothèse H_0 , m est distribuée asymptotiquement selon un χ^2 avec comme degrés de liberté le nombre de variables X . Si l'hypothèse H_0 est rejetée, alors on préférera utiliser un estimateur VI. L'expression générale de cet estimateur est : $\hat{\Gamma}_{VI}^j = (\widetilde{H}^{j'} P_A^j \widetilde{H}^j)^{-1} \widetilde{H}^{j'} P_A^j \widetilde{CV}^j$, avec $P_A^j = A^j (A^{j'} A^j)^{-1} A^{j'}$ où A^j est la matrice des instruments. Si l'on indice par '1' les variables supposées exogènes et '2' les variables supposées endogènes, on pourra utiliser la matrice des instruments proposée par Hausman et Taylor (1981), HT ci-après :

$$A_{HT} = [QX, X_1, Z_1]. \quad (20)$$

Il existe des instruments supplémentaires qui améliorent l'efficacité de l'estimateur VI. Amemiya et MaCurdy (1986), AM ci-après, proposent la matrice d'instruments suivante : $A_{AM} = [QX, X_{1s}, Z_1]$ et Breusch, Mizon, et Schmidt (1989), BMS ci-après, la matrice $A_{BMS} = [QX, QX_{1s}, QX_{2s}, BX_1, Z_1]$, voir cette dernière référence pour la définition des matrice X_{1s} et X_{2s} . On utilise un test d'Hausman (dans le temps), cela implique que l'estimation n'est pas affectée par le biais de sélection.

man pour vérifier la validité des instruments additionnels. La statistique de test suit une loi χ^2 avec comme degrés de liberté le nombre d'instruments supplémentaires.

Le calcul des variances des estimateurs MCG, Within et VI est détaillé en annexe.

Dans une dernière étape, les paramètres de la forme structurelle du critère de sélection (13) peuvent être estimés par une méthode de maximum de vraisemblance sur un modèle Probit dans lequel les variables explicatives sont le volume d'eau vendu V , les caractéristiques CAR du service et le différentiel de coût (estimé) entre les deux régimes. Lorsque les coûts sont effectivement observés, les coûts estimés sont issus directement des équations (14) et (15) :

$$\begin{aligned}\widehat{CV}_{it}^0 &= \hat{\beta}^0 X_{it}^0 + \hat{\gamma}^0 Z_i^0, \\ \widehat{CV}_{it}^1 &= \hat{\beta}^1 X_{it}^1 + \hat{\gamma}^1 Z_i^1.\end{aligned}$$

Lorsque les coûts ne sont pas observés parce que la collectivité n'a pas fait le choix du mode de gestion alternatif, les coûts sont estimés à partir du calcul de l'espérance des coûts *conditionnellement au régime qui aurait pu être choisi* :

$$\begin{aligned}E(CV_{it}^0 | I = 1) &= \beta^1 X_{it}^0 + \gamma^1 Z_i^0 + \rho^1 \left(-\frac{\phi(\hat{\Psi})}{\Phi(\hat{\Psi})} \right), \\ E(CV_{it}^1 | I = 0) &= \beta^0 X_{it}^1 + \gamma^0 Z_i^1 + \rho^0 \left(\frac{\phi(\hat{\Psi})}{1 - \Phi(\hat{\Psi})} \right).\end{aligned}$$

4.2 Application empirique

4.2.1 Spécification de la fonction de coût

La fonction de coût variable est spécifiée selon la forme flexible translog, voir Christensen et al. (1971). L'avantage 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 référence²⁶. 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 :

$$\begin{aligned}\ln(CV) &= a_0 + \sum_h a_h \ln w_h + a_v \ln V + \sum_k b_k \ln CAR_k \\ &+ \frac{1}{2} \sum_h \sum_{h'} a_{hh'} \ln w_h \ln w_{h'} + \frac{1}{2} b_{vv} (\ln V)^2 + \sum_h b_{hv} \ln w_h \ln V,\end{aligned}\tag{21}$$

²⁶La fonction de coût est estimée par rapport à la moyenne des variables explicatives c'est-à-dire le logarithme des variables observées : $\ln X$. Ainsi, toutes les variables à droite de l'équation sont normalisées par leur moyenne géométrique sur l'échantillon en retranchant $E(\ln X)$.

où CV représente les coûts variables, w_h le prix de l'input h , V le volume d'eau vendu et CAR_k la variable technique k . L'ensemble des caractéristiques des services retenues est : $CAR = \{ILP, Dens, Com\}$. Les paramètres à estimer sont : $(a_0, a_h, a_v, b_k, a_{hh'}, b_{vv}, b_{hv})$. Nous supposons que la fonction de coût satisfait les restrictions de symétrie suivantes : $a_{hh'} = a_{h'h}$. En outre, une fonction de coût bien définie doit respecter la propriété d'homogénéité de degré 1 par rapport aux prix des facteurs. Cette propriété²⁷ est imposée avant l'estimation de la fonction de coût en divisant les coûts variables et les prix des facteurs de production par le prix d'un facteur référent, ici le prix du facteur A . Plutôt que d'imposer d'autres restrictions sur la forme globale de la fonction de coût qui pourraient restreindre les propriétés de flexibilité de la forme translog, nous nous assurons de sa concavité, une fois les paramètres de la fonction de coût estimés, en vérifiant que la matrice des coefficients $\{a_{hh'}\}$ est bien semi-définie négative, voir Diewert et Wales (1987).

Nous réalisons plusieurs tests pour vérifier certaines propriétés de la technologie. Le test d'élasticité de substitution unitaire consistant à imposer les restrictions paramétriques $a_{hh'} = 0, \forall h, h'$, a pour objectif de valider ou non la séparabilité des facteurs de production. Nous testons aussi l'hypothèse d'homothétie de la technologie (indépendance des prix des facteurs et des niveaux de production). Cela revient à imposer que les paramètres correspondant aux produits croisés entre prix des facteurs et quantités produites sont conjointement égaux à zéro : $b_{hv} = 0, \forall h$. Enfin, nous testons si la technologie ne se réduit pas à une fonction de coût Cobb-Douglas. Pour cela, il suffit de tester la significativité des paramètres correspondant aux termes quadratiques de la forme translog, ce qui revient à imposer les restrictions sur les paramètres suivantes : $a_{hh'} = 0, b_{vv} = 0, b_{hv} = 0, \forall h, h'$.

4.2.2 Mesure d'efficacité de coût

Sur le modèle des équations (18) et (19), en supposant que la forme translog (21) a été choisie, nous écrivons la frontière de coût variable sous la forme simplifiée suivante :

$$\ln CV_{it} = a_0 + \ln CV(w_{it}, V_{it}, CAR_{it}; a, b) + \eta_i + \epsilon_{cit}, \quad (22)$$

où i indice le service et t la période de temps. a_0 est la constante de la régression à estimer en plus des paramètres a et b associés aux variables explicatives des coûts variables. ϵ_{cit} est le terme d'erreur aléatoire associé à cette équation, il est supposé i.i.d. $(0, \sigma_{\epsilon_c}^2)$. Le terme η_i (≥ 0) représente l'inefficacité technique de l'exploitant du service i que l'on suppose ici invariant dans le temps. η_i est distribué de façon aléatoire avec une moyenne et une variance constante. Comme Kumbhakar

²⁷Il est équivalent d'imposer un ensemble de contraintes sur les paramètres de la fonction de coût : $\sum_h a_h = 1, \sum_h a_{hh'} = \sum_{h'} a_{hh'} = 0, \sum_h b_{hv} = 0$.

et Knox Lovell (2000, p. 168), nous réécrivons l'équation (22) de la façon suivante :

$$\ln CV_{it} = a_0^* + \ln CV(w_{it}, V_{it}, CAR_{it}; a, b) + \eta_i^* + \epsilon_{cit}, \quad (23)$$

où $a_0^* = [a_0 + E(\eta_i)]$ et $E(\eta_i^*) = E[\eta_i - E(\eta_i)] = 0$. Une fois l'estimation de l'équation (23) réalisée (par les méthodes MCG ou VI selon les hypothèse d'exogénéité des variables explicatives), η_i^* est estimé à partir des résidus de la régression de la façon suivante :

$$\hat{\eta}_i^* = \frac{1}{T} \sum_t (\ln CV_{it} - a_0^* + \ln CV(w_{it}, V_{it}, CAR_{it}; a, b))$$

Nous pouvons calculer alors $\hat{\eta}_i = \hat{\eta}_i^* - \min_i \{\hat{\eta}_i^*\}$. Enfin, l'efficacité de coût spécifique à l'exploitant est obtenu selon la formule suivante :

$$CE_i = \exp(-\hat{\eta}_i). \quad (24)$$

Selon cette définition, CE_i est compris entre 0 et 1. Sur l'échantillon étudié, l'exploitant le plus efficace correspond à $CE_i = 1$, et les autres exploitants ont une efficacité $CE_i < 1$.

4.2.3 Résultats d'estimation

Les estimations des paramètres du modèle Probit de l'équation de choix sous forme réduite (16) sont présentées dans le tableau 4. Les paramètres estimés permettent de calculer les ratios de Mill qui serviront à ajuster un possible biais de sélection dans l'estimation des fonctions de coût et du modèle de tarification. Rappelons que les variables explicatives des fonctions de coût sont aussi les variables explicatives du choix de mode gestion (sous sa forme réduite).

Nous effectuons une première estimation des fonctions de coût variable (18) et (19) en intégrant les ratios de Mill²⁸. Mais les paramètres ne sont identifiés que par la seule propriété de non linéarité des ratios de Mill. D'autres restrictions sur certaines variables pourraient permettre d'identifier le modèle de coût. Afin de justifier leur exclusion, nous réalisons différents tests structurels sur la technologie en imposant des contraintes sur les paramètres des fonctions de coût. Les résultats des tests de Wald sont reportés dans le tableau 2.

Les restrictions paramétriques sur la forme fonctionnelle spécifiée (élasticité de substitution unitaire, technologie Cobb-Douglas) sont rejetées. Cela valide le choix de la forme flexible translog comme représentation satisfaisante de la technologie d'AEP. En revanche, l'hypothèse nulle d'homothétie de la production ne peut pas être rejetée à un niveau de 10% pour les deux échantillons de gestion publique et gestion déléguée. Dans une seconde estimation des fonctions de coût va-

²⁸Ces résultats sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

TAB. 2 – Tests d’hypothèses sur la structure de production

Test	Hypothèse nulle H_0	Nombre de restrictions (Nr)	Gestion publique	Gestion déléguée
1	Homothétie de la production $b_{hv} = 0, \forall h$	2	4,5851 (0,1010) Ne rejette pas H_0	1,9265 (0,3817) Ne rejette pas H_0
2	Élasticité de substitution unitaire $a_{hh'} = 0, \forall h, h'$	3	6,7193 (0,0814) Rejette H_0	20,4008 (0,0001) Rejette H_0
3	Technologie Cobb-Douglas $a_{hh'} = 0, b_{vv} = 0,$ $b_{hv} = 0, \forall h, h'$	6	12,4030 (0,0536) Rejette H_0	30,3377 (0,0000) Rejette H_0

Notes : le test de Wald est fondé sur $H_0 = R\beta - q = 0$ et $W = [R\hat{\beta} - q]'[RVar(\hat{\beta})R']^{-1}[R\hat{\beta} - q] \sim \chi^2(Nr)$, avec $R\beta = q$ un ensemble de restrictions sur le vecteur de paramètres β à estimer.

riable, nous imposons donc la propriété d’homothétie puisqu’elle n’est pas rejetée par notre test. Cela donne une justification aux restrictions d’exclusion faites pour l’identification des paramètres structurels de la technologie. Les paramètres et les écarts-types estimés avec les méthodes Within, MCG et VI sont présentés dans le tableau 3.

Le test de l’hypothèse nulle d’exogénéité des variables explicatives (non corrélation avec l’effet individuel) consistant à comparer l’estimateur Within à celui des MCG indique qu’il faut recourir à un estimateur VI. En effet, sous l’hypothèse nulle, les valeurs de la statistique de test sont respectivement 18,96 et 282,76 pour la gestion publique et la gestion déléguée. On peut donc rejeter l’hypothèse nulle avec un risque bien inférieur à 5% dans ces deux cas. Pour l’estimation par VI, nous considérons que le volume d’eau vendu V n’est pas exogène car, comme le montrent Garcia et Thomas (2001), les volumes d’eau produits et vendus sont des variables de décision des exploitants des services indépendamment de leurs caractéristiques. Ainsi, ni la variable $(\ln V)$ ni son terme au carré $(\ln V)^2$ ne sont présents dans la matrice des instruments HT donnée par la formule (20). L’hypothèse de validité de la matrice A_{HT} n’est pas rejetée pour les deux échantillons (les p-values sont 0,6887 et 0,7557). On cherche alors à savoir si l’on peut utiliser des estimateurs plus efficaces avec des instruments supplémentaires. Pour la fonction de coût en gestion publique les matrices A_{AM} et A_{BMS} ne sont pas rejetées, nous considérons donc que l’estimateur BMS (première colonne en gras dans le tableau 3) est le meilleur. En revanche, pour la gestion déléguée, les instruments A_{AM} sont rejetés à un niveau de 5% (la valeur de la statistique de test est 24,52), l’estimateur HT (seconde colonne en gras dans le tableau 3) est donc préféré.

Nous reportons aussi dans le tableau 3 les coefficients de la variable de sélection appelée *Mill*

TAB. 3 – Estimations des fonctions de coût variable

Variable	Gestion publique					Gestion privée			
	Within	GLS	HT	AM	BMS	Within	GLS	HT	AM
Constante		11,97*** (0,0314)	11,80*** (0,0778)	11,85*** (0,0694)	11,86*** (0,0639)		12,22*** (0,0133)	12,47*** (0,0597)	12,51*** (0,0808)
ln V	0,401*** (0,1166)	0,738*** (0,0303)	0,514*** (0,0958)	0,582*** (0,0812)	0,576*** (0,0673)	0,519*** (0,0316)	0,974*** (0,0169)	0,599*** (0,0317)	0,622*** (0,0551)
ln w _E	0,147*** (0,0388)	0,111*** (0,0283)	0,145*** (0,0368)	0,138*** (0,0356)	0,136*** (0,0349)	0,071*** (0,0084)	0,045*** (0,0105)	0,069*** (0,0085)	0,066*** (0,0092)
ln w _T	-0,006 (0,0213)	0,007 (0,0168)	-0,011 (0,0191)	-0,008 (0,0198)	-0,007 (0,0191)	0,034*** (0,0085)	0,056*** (0,0070)	0,036*** (0,0083)	0,036*** (0,0081)
ln LLP	0,232*** (0,0210)	0,249*** (0,0153)	0,241*** (0,0183)	0,242*** (0,0184)	0,246*** (0,0181)	0,206*** (0,0106)	0,264*** (0,0117)	0,225*** (0,0098)	0,226*** (0,0123)
ln Dens	0,717 (0,6016)	-0,005 (0,0387)	0,110 (0,0842)	0,082 (0,0796)	0,068 (0,0758)	-0,114** (0,0481)	-0,279*** (0,0240)	-0,046 (0,0433)	-0,065 (0,0717)
(ln V) ²	-0,017 (0,1074)	0,020 (0,0257)	-0,031 (0,0903)	-0,007 (0,0751)	-0,037 (0,0581)	-0,040 (0,0309)	0,006 (0,0133)	0,014 (0,0293)	-0,002 (0,0615)
(ln w _E) ²	-0,020 (0,0440)	-0,014 (0,0322)	-0,024 (0,0401)	-0,022 (0,0396)	-0,019 (0,0391)	0,053*** (0,0183)	0,050*** (0,0179)	0,053*** (0,0180)	0,056*** (0,0165)
(ln w _T) ²	0,036 (0,0302)	0,070*** (0,0249)	0,047* (0,0270)	0,050* (0,0283)	0,049* (0,0274)	0,027** (0,0126)	0,048*** (0,0128)	0,030** (0,0127)	0,030** (0,0144)
ln w _E × ln w _T	0,049* (0,0289)	0,024 (0,0226)	0,036 (0,0266)	0,034 (0,0267)	0,036 (0,0261)	0,014 (0,0129)	0,017 (0,0175)	0,015 (0,0139)	0,013 (0,0184)
ln Com		0,311*** (0,0330)	0,515*** (0,0847)	0,453*** (0,0780)	0,451*** (0,0709)		0,020** (0,0080)	0,227*** (0,0654)	0,202 (0,1432)
Mill		0,104*** (0,0237)	0,091 (0,0968)	0,064 (0,0552)	0,083*** (0,0296)		-0,024 (0,0314)	-0,022 (0,0561)	0,055 (0,0691)
R ² ajusté	0,4827	0,9551	0,9318	0,9408	0,9419	0,7376	0,9940	0,9183	0,9234
Test d'Hausman		18,9566	4,7644	2,3745	2,5872		282,76	4,2063	24,5171
P-value		0,0256	0,6887	0,9662	0,9951		0,0000	0,7557	0,0396

Notes : Écarts-types entre parenthèses. *, ** et *** pour les niveaux de confiance de 10%, 5% et 1%.
Les estimations retenues sont en gras.

$(\frac{\phi(\hat{\Psi})}{1-\Phi(\hat{\Psi})})$ pour la fonction de coût de gestion publique et $-\frac{\phi(\hat{\Psi})}{\Phi(\hat{\Psi})}$ pour celle de gestion déléguée). Ils sont de signes différents comme attendu mais seul celui de la gestion publique est significatif à un niveau de confiance de 1%. Cela montre que le biais de sélection existerait si le choix de la collectivité n'était pas pris en compte.

Les estimations peuvent alors être directement utilisées pour le calcul des élasticités de coût du service moyen de chaque échantillon²⁹ et l'estimation des coûts marginaux. L'estimation des coûts variables totaux pour chaque mode de gestion et la prédiction des coûts variables totaux *si l'autre mode de gestion avait été choisi* comme décrit en fin de section 4.1 nous permet de calculer le différentiel de coûts entre les deux modes de gestion. L'équation structurelle (13) de choix de la collectivité qui dépend de ce différentiel, du volume d'eau vendu et des caractéristiques du service peut ainsi être estimée. Les résultats sont reportés dans le tableau 4.

²⁹Grâce à la normalisation des données (approximation de la fonction de coût autour de la moyenne), les paramètres de premier ordre peuvent être interprétés directement comme des élasticités de coût (estimées à la moyenne géométrique pour toutes les variables de coût de chaque échantillon).

TAB. 4 – Estimation de l'équation de choix

Variable	Forme réduite	Forme structurelle
Constante	4,8832* (2,6459)	10,6081** (4,5197)
$\ln V$	15,2688** (7,5159)	2,7153** (0,8605)
$\ln w_E$	-0,6430 (1,4895)	
$\ln w_T$	9,8080* (5,1153)	
$\ln ILP$	4,4025 (3,4351)	-1,1820 (0,8416)
$\ln Dens$	-17,0551** (8,6109)	-3,1033** (1,3579)
$(\ln V)^2$	-3,8126* (2,0116)	
$\ln V \times \ln w_E$	0,5820 (2,0781)	
$\ln V \times \ln w_T$	-3,1381 (2,1070)	
$(\ln w_E)^2$	-18,9213 (12,7624)	
$(\ln w_T)^2$	1,2768 (6,3560)	
$\ln w_E \times \ln w_T$	-4,3414 (5,3212)	
$\ln Com$	-14,2525** (7,2064)	-5,7218*** (1,7776)
$\widehat{\ln C^1} - \widehat{\ln C^0}$		-16,1538** (6,8936)
Pseudo R^2 McFadden	0,9295	0,8204
Bonnes prédictions	98%	92%

Notes : $N_0 + N_1 = 99$. Écarts-types entre parenthèses.

*, ** et *** pour les niveaux de confiance de 10%, 5% et 1%.

Le modèle Probit prédit de manière très satisfaisante la probabilité de choisir un certain mode de gestion, avec un Pseudo R^2 égal à 0,82 et 92% des observations correctement prédites. La plupart des variables a un impact significatif sur le choix de mode de gestion. Le paramètre relatif au différentiel de coûts est significativement négatif à un niveau de 5%, ce qui confirme que la collectivité ne choisira pas de déléguer son service d'eau si le coût associé à ce mode de gestion est supérieur à celui en régie. Toutes choses égales par ailleurs, Une densité d'usagers plus faible (zone rurale) et un volume d'eau consommé plus élevé augmente la probabilité d'une gestion déléguée du service d'eau. Ce sont dans des conditions techniques plus délicates (branchement d'usagers éparpillés et éloignés, mobilisation de ressources d'eau plus importantes pour satisfaire la demande) qu'on fait appel plus volontiers à des entreprises extérieures pour l'exploitation du service.

Un syndicat avec un grand nombre de communes est moins facile à déléguer. Enfin, un réseau de distribution dont l'état physique (mesuré par l'indice linéaire de pertes) est moins bon a une probabilité plus élevée de rester en régie, mais le coefficient est estimé avec un risque de 15%.

4.2.4 Rendements et performance des services

L'étude de la flexibilité des coûts variables en fonction du volume d'eau produit et d'autres variables déterminantes comme la densité d'utilisateurs donne des indications importantes sur la performance des services. Notre spécification des coûts variables nous permet de faire la distinction entre rendements de densité et rendements d'échelle. Nous pouvons ainsi étudier les différentes manières dont la production peut s'accroître pour des activités en réseau et leur impact sur les coûts variables moyens.

Soient V le volume d'eau facturé et V_p le volume d'eau perdu. On parle d'économies de densité de production lorsque les coûts variables moyens diminuent lors d'une augmentation du volume d'eau produit ($V + V_p$), mais à nombre d'abonnés (Ab) constant (la quantité produite par usager s'accroît). Les rendements de densité de production sont mesurés par l'élasticité suivante :

$$\left[\frac{\partial \ln CV(w, V, CAR)}{\partial \ln V} + \frac{\partial \ln CV(w, V, CAR)}{\partial \ln V_p} \right]^{-1}.$$

Par ailleurs, l'élasticité de densité d'utilisateurs mesure les économies de coût réalisées lors de l'accroissement proportionnel de la production et du nombre des usagers :

$$\left[\frac{\partial \ln CV(w, V, CAR)}{\partial \ln V} + \frac{\partial \ln CV(w, V, CAR)}{\partial \ln V_p} + \frac{\partial \ln CV(w, V, CAR)}{\partial \ln Ab} \right]^{-1}.$$

Enfin, les rendements d'échelle mesurent la variation des coûts variables moyens lorsque la production augmente avec le nombre d'abonnés, la taille du réseau Res (la quantité produite par usager et la densité d'utilisateurs restent inchangées) et le nombre de communes Com . L'élasticité d'échelle s'écrit :

$$\left[\frac{\partial \ln CV(w, V, CAR)}{\partial \ln Res} \right] \left[\frac{\partial \ln CV(w, V, CAR)}{\partial \ln V} + \frac{\partial \ln CV(w, V, CAR)}{\partial \ln V_p} + \frac{\partial \ln CV(w, V, CAR)}{\partial \ln Ab} + \frac{\partial \ln CV(w, V, CAR)}{\partial \ln Com} \right]^{-1}.$$

Lorsque ces élasticités sont supérieures, égales ou inférieures à 1, les rendements sont respectivement croissants, constants ou décroissants.

Comme le montrent ces définitions, notre spécification (21) des fonctions de coût variable ne permet pas d'identifier directement les élasticités de coût par rapport au volume d'eau perdu, au nombre d'abonnés et à la longueur du réseau car nous utilisons à la place les variables d'indice linéaire de pertes et de densité. Il nous faut donc réorganiser les termes de la fonction de coût translog. En simplifiant l'écriture translog aux termes premiers, on a :

$$\ln(CV) = a_0 + \sum_h a_h \ln w_h + a_v \ln V + b_1 \ln LLP + b_2 \ln Dens + b_3 \ln Com.$$

À partir de la définition des variables ILP et $Dens$, une forme équivalente à cette équation est :

$$\ln(CV) = a_0 + \sum_h a_h \ln w_h + a_v \ln V + b_1 \ln V_p - b_1 \ln Res + b_2 \ln Ab - b_2 \ln Res + b_3 \ln Com.$$

Dans cette nouvelle relation, l'élasticité de coût par rapport à V_p est égale à b_1 , celle par rapport à Ab est égale à b_2 et l'élasticité de coût par rapport à Res est $-(b_1 + b_2)$. Les résultats sur les différents rendements de réseau sont reportés dans le tableau 5.

TAB. 5 – Estimations des rendements de réseau

	Gestion publique	Gestion déléguée
Rendements de densité production	1,2165** (0,1071)	1,2142*** (0,0530)
Rendements de densité d'usagers	1,1239 (0,0966)	1,2862*** (0,0750)
Rendements d'échelle	0,9795 (0,0329)	1,1737** (0,0825)

Notes : Les rendements sont estimés pour le service moyen de chaque échantillon considéré. Les écarts-types entre parenthèses sont calculés à partir de la méthode du delta, voir Kmenta (1986).
*** signifie un niveau de confiance de 1% pour le test d'hypothèse $H_0 : rendements = 1$.

Les tests de l'hypothèse nulle $H_0 : rendements = 1$ réalisés à partir de ces différentes mesures nous permettent de tirer plusieurs conclusions pour le service moyen de chaque échantillon. Il existe des économies de densité de production significatives suggérant ainsi que les réseaux d'eau ont la capacité suffisante pour subvenir à une augmentation de la consommation des usagers. Par ailleurs, des rendements de densité d'usagers croissants indiquent que le branchement de nouveaux usagers peut être effectués avec un bénéfice pour l'exploitant puisque les coûts variables moyens décroissent. Cependant, ils ne sont significatifs que dans le cas de la gestion déléguée. Enfin, les résultats d'estimation indiquent des rendements constants pour la gestion publique et des économies d'échelle significatives pour la gestion déléguée. Dans ce dernier cas, un regroupement plus important de communes serait souhaitable pour faire des économies de coût. Cela semble aller dans le sens des observations de l'Ifen (2001) ou de Glachant et Miessner (2003) montrant que l'affermage intercommunal présente les prix les plus élevés. En effet, des services de taille plus petite ne permettent pas aux opérateurs privés de réaliser des économies de coût possibles. Pourquoi dans ce cas l'échelle de gestion n'est-elle pas plus grande ? Il semblerait que l'opérateur privé aurait un pouvoir de négociation moindre avec un syndicat de taille importante qu'avec un plus petit syndicat ou une commune seule ; il serait alors moins intéressé par de tels services.

Par ailleurs, il est relativement difficile de faire entrer une commune dont le service est en régie, voire en contrat d'affermage avec un autre opérateur, dans un syndicat en gestion déléguée. Ces explications corroborent le résultat de la section précédente sur le choix de la gestion publique par la collectivité dans le cas d'un nombre de communes important géré par le même service.

L'efficacité technique de chaque service est obtenue par la formule (24) Les principales statistiques sur les valeurs d'efficacité pour chaque mode de gestion sont reportées dans le tableau 6.

TAB. 6 – Efficacité technique

	Gestion publique	Gestion déléguée
Moyenne	0,2635	0,2863
Médiane	0,2238	0,2246
Std	0,2040	0,2061
Min	0,0143	0,0293
Max	1,0000	1,0000

Les valeurs estimées des paramètres d'efficacité selon le mode de gestion sont très proches. Rappelons que plus la valeur d'efficacité estimée est proche de 1, plus l'exploitant est efficace. Les estimations nous indiquent que l'efficacité de coût des services est assez faible avec des valeurs moyennes non significatives, indiquant une faible homogénéité des services : 0,26 pour la gestion publique, légèrement inférieure à la valeur moyenne en gestion déléguée (0,29). Dans la mesure où la gestion directe et la gestion déléguée sont en concurrence et que les communes cherchent à optimiser (qualité versus coûts) leur service d'AEP, on pouvait s'attendre à ce que les efficacités relatives des deux modes de gestion soient, à la marge, relativement similaires. La différence entre le service le moins efficace et le plus efficace est très importante pour les deux échantillons puisque les valeurs minimales d'efficacité sont respectivement 0,014 et 0,029 pour la gestion publique et la gestion déléguée.

5 Étude de la tarification

5.1 Modélisation économique

5.1.1 La gestion directe

Le prix optimal, solution de la maximisation de l'expression (6), est un prix Ramsey-Boiteux pour une régulation *Cost of service*³⁰ :

$$\frac{P_i^0 - \partial CV_i^0 / \partial V_i}{P_i^0} = \frac{\lambda_i}{1 + \lambda_i \eta_i}, \quad (25)$$

où $\eta_i \equiv E \left[\frac{dV/dP}{V_i/P_i} \right]$ est l'élasticité de la demande des usagers du service i .

Cette formule est la définition classique de l'indice de Lerner qui dépend de l'élasticité de la demande η_i et du coût de la contrainte de budget λ_i du service i , autrement dit de ses caractéristiques.

5.1.2 La gestion déléguée

Puisque le paramètre d'efficacité θ_i n'est pas observé par la collectivité locale, elle maximise l'expression (10) sous la contrainte de participation ($\Pi(\theta) \geq 0, \forall \theta$) et la contrainte d'incitation ($\Pi(\theta, \theta) \geq \Pi(\hat{\theta}, \theta), \forall \theta, \forall \hat{\theta}$, où $\hat{\theta}$ n'est pas le vrai type de l'exploitant). Le mécanisme révélateur optimal donne le prix Baron-Myerson :

$$P_i^1 - \frac{\partial CV_i^1}{\partial V_i} = \mu \frac{F(\theta_i)}{f(\theta_i)} \frac{\partial CV_i^1}{\partial \theta_i \partial V_i}, \quad (26)$$

où F et f représentent respectivement la fonction de distribution cumulative et la fonction de densité de θ_i qui sont connus de la collectivité locale. Si la collectivité locale organise une enchère pour attribuer le droit de servir la demande en eau potable pour le service i dans le cas où l'entreprise a une information privée sur ses coûts, on obtient le prix Baron-Myerson pour l'entreprise sélectionnée, voir Mougeot et Naegelen (2005)³¹. La différence prix-coût marginal dépend du paramètre θ , du volume d'eau potable vendu (dépendant lui-même du paramètre θ)³², des caractéristiques locales du service, de celles du contrat et de son environnement.

³⁰Voir Laffont et Tirole (1993), p.31.

³¹Le prix optimal défini par Mougeot et Naegelen (2005) est différent du nôtre parce qu'il intègre un coût social des fonds public, que le régulateur est supposé utilitariste et que le coût marginal est supposé constant.

³²Le principe du mécanisme révélateur est de faire dépendre les termes du contrat de l'information privée de l'exploitant. Dans le modèle plus complexe de Garcia et Thomas (2003), les volumes d'eau vendu et les volumes d'eau perdu font partie du contrat.

5.2 Analyse économétrique

5.2.1 Procédure d'estimation

Le modèle de tarification défini précédemment peut être affecté par le problème d'endogénéité du choix de mode de gestion. Les équations (25) et (26) peuvent donc se réécrire sous la forme économétrique suivante :

$$M_{it}^0 = \beta^{M0} X_{it}^{M0} + \gamma^{M0} Z_i^{M0} + \rho^{M0} \left(\frac{\phi(\hat{\Psi})}{1 - \Phi(\hat{\Psi})} \right) + \eta_{mi}^0 + \epsilon_{mit}^0 \quad \text{si } u_i \leq -\lambda R_i, \quad (27)$$

$$M_{it}^1 = \beta^{M1} X_{it}^{M1} + \gamma^{M1} Z_i^{M1} + \rho^{M1} \left(-\frac{\phi(\hat{\Psi})}{\Phi(\hat{\Psi})} \right) + \eta_{mi}^1 + \epsilon_{mit}^1 \quad \text{si } u_i > -\lambda R_i, \quad (28)$$

où $i = 1, \dots, N_0$ et $t = 1, \dots, T_0$ pour le premier régime (gestion directe), et $i = 1, \dots, N_1$ et $t = 1, \dots, T_1$ pour le second régime (gestion déléguée). ϵ_{mit}^0 et ϵ_{mit}^1 sont des termes d'erreur englobant les aléas non observés provenant des coûts et de la demande et sont respectivement supposés i.i.d $(0, \sigma_{\epsilon_m^0})$ et $(0, \sigma_{\epsilon_m^1})$. η_{mi}^0 et η_{mi}^1 sont des effets individuels ne dépendant pas du temps.

M_{it}^0 représente l'indice de Lerner $\frac{P_{it}^0 - \partial CV_{it}^0 / \partial V_{it}^0}{P_{it}^0}$ et M_{it}^1 la différence prix-coût marginal $P_{it}^1 - \frac{\partial CV_{it}^1}{\partial V_{it}^1}$. Les coûts marginaux estimés \widehat{Cm}_{it}^0 et \widehat{Cm}_{it}^1 sont utilisés pour construire ces variables. Le coût marginal est égal au produit du coût moyen et de l'élasticité du coût par rapport au volume V . Par exemple, en reprenant la spécification translog (21), le coût marginal en gestion publique est calculé de la façon suivante :

$$\widehat{Cm}_{it}^0 = \frac{\widehat{CV}}{V} \times (\widehat{a}_v + \widehat{b}_{vv} \ln V),$$

où $\widehat{CV} = \exp(\widehat{a}_0 + \sum_h \widehat{a}_h \ln w_h + \widehat{a}_v \ln V + \sum_k \widehat{b}_k \ln CAR_k + \frac{1}{2} \sum_h \sum_{h'} \widehat{a}_{hh'} \ln w_h \ln w_{h'} + \frac{1}{2} \widehat{b}_{vv} (\ln V)^2 + \sum_h \widehat{b}_{hv} \ln w_h \ln V)$. Cela ajoute une erreur de mesure sur les variables dépendantes, mais elle est absorbée dans le terme d'erreur de la régression et peut être ignorée contrairement à une erreur de mesure sur une variable explicative, voir par exemple Greene (2000).

Les variables X_{it}^{M0} sont des variables variant dans le temps et Z_i^{M0} des variables invariant dans le temps. Les variables X_{it}^{M1} et Z_i^{M1} sont définies de façon identique à celles du régime 0. Elles incluent des variables du vecteur R (variables explicatives des coûts variables) mais pas exclusivement. Puisque les variables explicatives de ces équations sont les variables explicatives des coûts variables et sont exprimées en log, on régressera les approximations suivantes : $\ln P_{it}^0 - \widehat{Cm}_{it}^0$ et $P_{it}^1 (\ln P_{it}^1 - \widehat{Cm}_{it}^1)$ sur les termes de premier ordre du vecteur R . Les termes quadratiques sont donc exclus, ce qui permet l'identification du modèle. Dans le cas de la gestion déléguée, la durée du contrat et la concentration des opérateurs privés peuvent être aussi des facteurs expliquant les

variation de marges.

Pour estimer les équation (27) et (28), les mêmes méthodes que celles décrites pour l'estimation des fonctions de coût (18) et (19) s'appliquent.

5.2.2 Résultats d'estimation

L'estimation des coûts marginaux nous donnent des informations intéressantes sur le niveau des prix pratiqués. La moyenne de ces valeurs pour la gestion publique est de l'ordre de 0,37€. Elle est un peu supérieure à 0,36€ pour la gestion déléguée. Il n'existe donc pas de différence significative en moyenne entre les deux échantillons. Si l'on compare ces coûts marginaux aux prix au m³, on note qu'il n'y a pas de différence dans le cas de la gestion déléguée où le prix moyen est aussi 0,36€. Par ailleurs, dans le cas de la gestion publique, le prix moyen est environ 0,70€ et donc bien supérieur au coût marginal. Il est en revanche plus proche du coût variable moyen (estimé à près de 0,61€) sur la moyenne des services en gestion publique.

Le modèle économétrique estimé est constitué des équations (27) et (28). Comme expliqué plus haut, les méthodes d'estimation sont les mêmes que celles utilisées pour les équations de coût. Nous réalisons un test d'Hausman sur la corrélation des effets individuels et des variables explicatives pour les deux équations. Dans les deux cas, l'hypothèse nulle d'exogénéité ne peut pas être rejetée. L'estimateur MCG est donc un estimateur convergent et efficace. Dans un premier temps, nous avons introduit dans le modèle en gestion déléguée le paramètre d'information privée θ_i (η_i en tenant compte de la variable de sélection) estimé³³ à partir de l'équation (19) comme suggéré par l'équation structurelle (26) avec strictement les variables explicatives des coûts variables. Cependant, les variables du contrat comme le volume vendu dépendent théoriquement de ce paramètre. Ces termes sont donc corrélés et peuvent augmenter les problèmes de collinéarité. C'est ce que nous avons constaté car les écarts-types étaient élevés³⁴. Les résultats d'estimation des équations ne prenant pas en compte (directement) le paramètre d'information privée sont présentés dans le tableau 7.

Pour les deux modes de gestion, le niveau de production et les caractéristiques des services sont des facteurs explicatifs des variations de marges observées. Un volume important d'eau vendu entraîne des différences prix-coût marginal plus grandes. Des pertes plus élevées dues à un réseau en moins bon état font baisser ces marges. Dans le cas de contrats de délégation où les incitations financières résultent en un arbitrage rente-efficacité, il est donc logique que les marges augmentent

³³Introduire un résidu estimé issu d'une première régression, comme c'est le cas ici pour l'effet individuel, dans une seconde régression n'a pas d'impact sur l'efficacité de l'estimateur en deux étapes à condition que les régresseurs fassent partie de l'ensemble des variables expliquant la première régression, voir Pagan (1984).

³⁴Ce terme d'inefficacité de coût n'était pas significatif dans le cas de la gestion publique, nous l'avons donc retiré de l'équation de tarification.

TAB. 7 – Estimations du modèle de tarification

Variable	Gestion publique		Gestion privée	
	Within	GLS	Within	GLS
Constante		1.0193*** (0.0427)		-0.1103 (0.1104)
ln Y	0.3612** (0.1688)	0.4377*** (0.0361)	0.2133*** (0.0728)	0.1443*** (0.0382)
ln w_E	0.1816*** (0.0482)	0.1613*** (0.0322)	0.0472** (0.0192)	0.0340 (0.0213)
ln w_T	0.0218 (0.0375)	0.0553** (0.0257)	0.0354** (0.0160)	0.0279* (0.0156)
ln ILP	-0.1228*** (0.0383)	-0.1258*** (0.0248)	-0.1040** (0.0450)	-0.1355*** (0.0426)
ln $Dens$	0.5149 (1.1080)	-0.1296** (0.0531)	0.0059 (0.0047)	0.0026 (0.0026)
ln Com		-0.2989*** (0.0435)		-0.0623** (0.0293)
ln $ILP \times Op$			0.0604 (0.0495)	0.0994** (0.0434)
Op				-0.1698** (0.0736)
Dur				0.0127** (0.0050)
$Mill$		0.0249 (0.0569)		0.0536 (0.0729)
R^2 ajusté		0,5538		0,3104
Test d'Hausman		2,6927		8,1414
P-value		0,7472		0,2279

Notes : Écarts-types entre parenthèses.

*, ** et *** pour les niveaux de confiance de 10%, 5% et 1%.

avec un réseau mieux entretenu. Plus généralement, un réseau en meilleur état permet de distribuer de l'eau à moindre coût et donc entraîne mécaniquement une augmentation des marges si cela n'est pas répercuté dans le prix. Un syndicat regroupant un plus grand nombre de communes fait aussi baisser les marges. En effet, dans le cas d'une gestion déléguée, le rapport de force se rééquilibrant en faveur de la collectivité, cela permet de mieux négocier le prix de l'eau et donc de faire baisser les marges. En gestion publique, les prix sont tirés vers le bas par l'effet de concurrence entre les différents membres du syndicat.

La densité d'usagers a un impact négatif sur les marges en gestion publique mais aucun effet significatif en gestion déléguée. Dans le cas d'une délégation du service d'eau, un contrat plus long entraîne des marges plus élevées³⁵. Nous avons également introduit dans la régression une variable appelée Op indiquant la concentration de certains opérateurs privés sur le département³⁶. Le coefficient significativement négatif semble indiquer que les opérateurs les mieux implantés dans

³⁵Le nombre d'avenants au contrat n'a pas d'effet significatif sur les marges. Nous avons retiré cette variable de la régression.

³⁶Dans notre échantillon de services délégués, deux opérateurs privés sur les six recensés sont présents dans 83% des services.

la région réalisent des marges plus faibles. Cependant, ce résultat est atténué par le coefficient positif de la variable croisée $\ln ILP \times Op$ qui signifie que, pour ces opérateurs et malgré un réseau en moins bon état, les marges peuvent être plus élevées.

6 Conclusion

La performance relative des modes de gestion des services publics de l'eau est une préoccupation centrale des élus locaux et des législateurs mais également un thème de recherche important chez les économistes. Cependant, les travaux sur le secteur de l'eau proposent souvent des méthodologies qui ne prennent pas en compte simultanément les choix des collectivités locales et leurs impacts sur les coûts et les prix de l'eau, et aboutissent à des résultats contradictoires. Dans notre article, nous étudions les interactions entre le mode d'organisation et de régulation des services d'eau potable et leurs coûts d'exploitation. Nous essayons ensuite de mettre en évidence les facteurs expliquant les variations de prix (et de marges) observées entre les communes.

Nous développons un modèle de sélection sur les deux modes de gestion (régimes) existants en France : la gestion directe et la gestion déléguée. Notre modèle théorique montre que le choix de la collectivité locale dépend de la différence de coûts d'exploitation selon le mode de gestion et des caractéristiques du service. Nous modélisons par ailleurs le mode de tarification correspondant à un prix Ramsey-Boiteux en gestion directe et un prix Baron-Myerson en gestion déléguée. Nous présentons ensuite une procédure d'estimation en deux étapes (Lee, 1978) des équations de coût et de tarification avec biais de sélection et sur des données de panel.

Les résultats montrent d'abord qu'il faut tenir compte du choix de mode gestion dans l'estimation des fonctions de coût. Ensuite, la comparaison des coûts entre le gestion directe et la gestion déléguée a un effet significatif sur le choix de la collectivité locale. Ce choix est aussi dicté par des facteurs d'échelle et la densité du service. On note par ailleurs qu'il n'y a pas de différences d'efficacité de coût entre les deux modes de gestion. En revanche, il existe des économies d'échelle dans le cas de la gestion déléguée mais elles sont difficilement exploitables en raison des contraintes liées à ce mode de gestion. Enfin, les caractéristiques des services expliquent aussi le niveau des prix et des marges des services. Par exemple, un réseau en meilleur état physique entraîne une augmentation des marges alors qu'un service regroupant un plus grand nombre de communes les fait baisser. Dans le cas de la gestion déléguée, un contrat d'affermage plus long fait augmenter les marges. La concentration des opérateurs a également un impact significatif.

Ces résultats suggèrent des remarques importantes. D'abord, ce n'est pas l'exploitation des services publics de l'eau par des entreprises privées qui est problématique. Une gestion directe du service n'a pas davantage d'incitations pour réduire ses coûts et donc le prix de l'eau. Ce qui est

déterminant lorsque la gestion est déléguée, c'est la conception du contrat incitatif et le contrôle de l'exploitation par la collectivité qui concède la gestion mais qui reste responsable de l'organisation du service. Cependant, il n'est pas possible, toutes choses égales par ailleurs, d'avoir une meilleure qualité de service et de faire baisser le prix dans le même temps. Ensuite, une meilleure procédure de mise en concurrence des contrats de délégation pourrait permettre de réduire les problèmes liés aux asymétries d'information et de choisir les opérateurs les plus efficaces. Cela permettrait également d'augmenter l'efficacité de la gestion directe. Enfin, la différence de prix entre les modes de gestion ne peut être qu'en défaveur de la gestion déléguée car la collectivité locale gère plus volontiers le service si les conditions techniques sont moins complexes et permettent d'exploiter plus facilement des économies d'échelle.

Annexe

A Estimation des variances des estimateurs

Dans ce qui suit, afin de gagner de la place, on présente les variances des estimateurs pour le régime j . Lorsque cela est nécessaire, on utilise les indices ‘0’ et ‘1’ pour différencier les régimes.

A.1 Estimateur Within

La matrice de variance-covariance de l’estimateur Within $\hat{\beta}_Q^j$ s’écrit :

$$Var(\hat{\beta}_Q^j) = \hat{\sigma}_{\epsilon_j}^2 (X^{j'} Q X^j)^{-1} \quad (\text{A.1})$$

L’estimation Within élimine les effets individuels dans les équations à erreurs composées. De cette façon, il n’y a plus de corrélation entre ces termes et certaines variables explicatives. L’estimateur convergent de $\sigma_{\epsilon_j}^2$ proposé est donc, voir Arellano (2003, p.18) :

$$\hat{\sigma}_{\epsilon_j}^2 = \frac{\hat{u}_Q^{j'} \hat{u}_Q^j}{n_j(t_j - 1) - k_j}, \quad (\text{A.2})$$

où $\hat{u}_Q^j = Q C V^j - Q X^j \hat{\beta}_Q^j$ sont les résidus de l’estimation Within et k_j le nombre de variables X^j .

A.2 Estimateur MCG

La matrice de variance-covariance de l’estimateur $\hat{\Gamma}_{MCG}$ est donnée par la formule suivante, voir Boumahdi et Thomas (1992) :

$$V(\hat{\Gamma}_{MCG}^j) = \hat{\sigma}_{\epsilon_j}^2 (\tilde{H}^{j'} \tilde{H}^j)^{-1} - \hat{\rho}^{j2} (\tilde{H}^{j'} \tilde{H}^j)^{-1} \tilde{H}^{j'} \left[C^j - C^j W^j (W' \Lambda W)^{-1} W^{j'} C^j \right] \tilde{H}^j (\tilde{H}^{j'} \tilde{H}^j)^{-1} \quad (\text{A.3})$$

Afin de construire cette matrice, nous devons définir les matrices diagonales C^j et Λ établies à partir des ratios de Mill, mais aussi rappeler la matrice des h variables explicatives R du modèle de sélection, de dimension $(N_0 T_0 + N_1 T_1) \times h$:

$$R = [R^0, R^1] = [r_{1,1}^0 \dots r_{1,T_0}^0, \dots, r_{N_0,1}^0 \dots r_{N_0,T_0}^0, r_{N_0+1,1}^1 \dots r_{N_0+1,T_1}^1, \dots, r_{N_0+N_1,1}^1 \dots r_{N_0+N_1,T_1}^1]$$

Between au carré est divisée par $n_j \times t_j$ et non n_j car il y a n_j résidus, chacun répété t_j fois.

A.3 Estimateur VI

La matrice de variance-covariance de l'estimateur $\hat{\Gamma}_{VI}^j$ est :

$$V(\hat{\Gamma}_{VI}^j) = \hat{\sigma}_{\epsilon^j}^2 (\tilde{H}^{j'} P_A^j \tilde{H}^j)^{-1} - \hat{\rho}^{j2} (\tilde{H}^{j'} P_A^j \tilde{H}^j)^{-1} \tilde{H}^{j'} P_A^j \left[C^j - C^j W^j (W' \Lambda W)^{-1} W^{j'} C^j \right] P_A^j \tilde{H}^j (\tilde{H}^{j'} P_A^j \tilde{H}^j)^{-1} \quad (\text{A.5})$$

On utilise encore l'estimateur convergent de $\sigma_{\epsilon^j}^2$ donné par la formule (A.2). En revanche, pour l'estimation de $\bar{\sigma}^{j2}$, on doit procéder d'une manière différente du cas des MCG parce qu'il y a le problème d'endogénéité de certaines variables. On calcule d'abord les résidus Within sur les variables X^j transformées par l'opérateur Between : $h^j = B CV^j - BX^j \hat{\beta}_Q^j$. Ces résidus sont ensuite régressés sur les variables invariant dans les temps Z^j tout en prenant en compte les ratios de Mill. Ainsi, l'estimateur de γ_Z^j est donné par la méthode des doubles moindres carrés, voir Boumahdi et Thomas (1992) : $\hat{\gamma}_Z^j = (Z'^j P_A (I_{n_j t_j} - P_M) P_A Z^j) Z'^j P_A (I_{n_j t_j} - P_M) P_A d_i$, où A^j est une matrice d'instruments (on prendra ici les variables supposés exogènes X_1^j et Z_1^j), P_A sa matrice de projection et P_M la matrice de projection de la variable $Mill^j$ pour le régime j .

Finalement, dans l'équation (A.4) de l'estimateur de $\bar{\sigma}^{j2}$, les résidus Between \hat{u}_B^j sont remplacés par les résidus suivants :

$$B CV^j - BX^j \hat{\beta}_Q^j - BZ^j \hat{\gamma}_Z^j.$$

Références

- AMEMIYA, T., ET T. MACURDY (1986) : “Instrumental-Variable Estimation of an Error-Components Model,” *Econometrica*, 54(4), 869–880.
- ARELLANO, M. (2003) : *Panel Data Econometrics*. Advanced Texts in Econometrics. Oxford University Press Inc., New York.
- BARON, D. P., ET R. B. MYERSON (1982) : “Regulating a Monopolist with Unknown Costs,” *Econometrica*, 50(4), 911–930.
- BHATTACHARYYA, A., T. R. HARRIS, R. NARAYANAN, ET 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.
- BOITEUX, M. (1956) : “Sur la Gestion des Monopoles Publics Astreints à l’Equilibre Budgétaire,” *Econometrica*, 24, 22–40.
- BOUMAHDJ, R., ET A. THOMAS (1992) : “Estimation des Modèles à deux Régimes avec des Données de Panel,” *Annales d’Économie et de Statistique*, 28, 125–142.
- BOYER, M., M. PATRY, ET P. TREMBLAY (1999) : “La Gestion Déléguée de l’Eau : les Enjeux,” Rapport CIRANO 1999RP-11, Montréal.
- (2001a) : “La Gestion Déléguée de l’Eau : les Options,” Rapport CIRANO 2001RP-10, Montréal.
- (2001b) : “La Gestion Déléguée de l’Eau : Gouvernance et Rôle des Différents Intervenants,” Rapport CIRANO 2001RP-11, Montréal.
- BREUSCH, T., G. MIZON, ET P. SCHMIDT (1989) : “Efficient Estimation Using Panel Data,” *Econometrica*, 57(3), 695–700.
- BROCAS, I., K. CHAN, ET I. PERRIGNE (2006) : “Regulation under Asymmetric Information in Water Utilities,” *American Economic Review : Papers and Proceedings*, 96(2), 62–66.
- CANNEVA, G. (2003) : “Le suivi des Délégations de Service Public d’Eau et d’Assainissement : Quels Outils pour quelles Régulation ?,” Mémoire de DEA, Université Paris X-Nanterre.
- CARPENTIER, A., C. NAUGES, A. REYNAUD, ET A. THOMAS (2005) : “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 »,” Cahier LERNA numéro 05.12.176, à paraître dans *Économie et Prévision*.
- CHRISTENSEN, L. R., D. W. JORGENSON, ET L. J. LAU (1971) : “Conjugate Duality and the Transcendental Logarithmic Production Function,” *Econometrica*, 39(4), 255–256.
- COUR DES COMPTES (1997) : “La Gestion des Services Publics Locaux d’Eau et d’Assainissement,” Rapport Public Particulier, n° 4327, Les éditions du Journal Officiel.
- (2003) : “La Gestion des Services Publics Locaux d’Eau et d’Assainissement,” Rapport Public Particulier, n° 4466, Les éditions des Journaux Officiels.
- CRAIN, W. M., ET A. ZARDKOOHI (1978) : “A Test of the Property-Rights Theory of the Firm : Water Utilities in the United States,” *Journal of Law and Economics*, 21(2), 395–408.

- DDAF GIRONDE (1995, 1996, 1997, 1998) : “Rapports Techniques et Financiers sur les Services d’Eau Potable Délégués en Gironde,” Documents Internes.
- DEMSETZ, H. (1968) : “Why Regulate Utilities ?,” *Journal of Law and Economics*, 11(1), 55–65.
- DIEWERT, W. E., ET T. J. WALES (1987) : “Flexible Functional Forms and Global Curvature Conditions,” *Econometrica*, 55(1), 43–68.
- DUPOIT, J. (1849) : “De l’Influence des Péages sur l’Utilité des Voies de Communication,” *Annales des Ponts et Chaussées*, 2e série, 170–248.
- ESTACHE, A., ET M. A. ROSSI (2002) : “How Different Is the Efficiency of Public and Private Water Companies in Asia ?,” *World Bank Economic Review*, 16(1), 139–148.
- FEIGENBAUM, S., ET R. TEEPLES (1983) : “Public Versus Private Water Delivery : a Hedonic Cost Approach,” *Review of Economics and Statistics*, 64, 672–678.
- GARCIA, S., ET A. THOMAS (2001) : “The Structure of Municipal Water Supply Costs : Application to a Panel of French Local Communities,” *Journal of Productivity Analysis*, 16(1), 5–29.
- (2003) : “Regulation of Public Utilities under Asymmetric Information : The Case of Municipal Water Supply in France,” *Environmental and Resource Economics*, 26(1), 145–162.
- GLACHANT, M., ET F. MIESSNER (2003) : “Analyse Économétrique de l’Effet du Mode d’Organisation sur le Prix des Services de l’Eau et de l’Assainissement dans le Bassin Seine Normandie,” Document de travail CERNA.
- GREENE, W. H. (2000) : *Econometric Analysis*. Prentice Hall International, Inc., fourth edn.
- GUÉRIN-SCHNEIDER, L., ET M. NAKHLA (2003) : “Les Indicateurs de Performance : Une Évolution Clef dans la Gestion et la Régulation des Services d’Eau et d’Assainissement,” *Flux*, 52/53, 55–68.
- HAUSMAN, J. (1978) : “Specification Tests in Econometrics,” *Econometrica*, 46(6), 1251–1271.
- HAUSMAN, J., ET W. TAYLOR (1981) : “Panel Data and Unobservable Individual Effects,” *Econometrica*, 49(6), 1377–1398.
- 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,” *Annals of Economic and Social Measurement*, 5, 475–492.
- HOTELLING, H. (1938) : “The General Welfare in Relation to Problems of Taxation and of Railway and Utility Rates,” *Econometrica*, 6(3), 242–269.
- HUANG, M.-Y., C. J. HUANG, ET T.-T. FU (2002) : “Cultivation Arrangements and the Cost Efficiency of Rice Farming in Taiwan,” *Journal of Productivity Analysis*, 18(3), 223–239.
- IFEN (2001) : “Eau Potable : Diversité des Services... Grand Écart des Prix,” sous la direction de Gisèle Rebeix. Les données de l’environnement - eau, n° 65.
- KMENTA, J. (1986) : *Elements of Econometrics*. Macmillan Publishing Company, New York, second edn.

- KUMBHAKAR, S. C., ET C. A. K. LOVELL (2000) : *Stochastic Frontier Analysis*. Cambridge University Press, Cambridge, UK.
- LAFFONT, J.-J., ET J. TIROLE (1986) : “Using Cost Observation to Regulate Firms,” *Journal of Political Economy*, 94(3), 614–641.
- (1993) : *A Theory of Incentives in Procurement and Regulation*. MIT Press, Cambridge, Massachussets.
- LEE, L.-F. (1978) : “Unionism and Wage Rates : A Simultaneous Equations Model with Qualitative and Limited Dependent Variables,” *International Economic Review*, 19(2), 415–433.
- MOUGEOT, M., ET F. NAEGELEN (2005) : “La concurrence pour le marché,” *Revue d’Économie Publique*, 115(6), 739–778.
- MÉNARD, C., ET S. SAUSSIER (2000) : “Contractual Choice and Performance : the Case of Water Supply in France,” *Revue d’Économie Industrielle*, 92, 385–404.
- PAGAN, A. (1984) : “Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressors,” *International Economic Review*, 25(1), 221–247.
- RAMSEY, F. P. (1927) : “A Contribution to the Theory of Taxation,” *Economic Journal*, 37, 47–61.
- REYNAUD, A., ET A. THOMAS (2005) : “Demande Domestique en eau et choix de Délégation : le Cas Français,” *Revue Économique*, 56(5), 1145–1168.
- RIORDAN, M. H., ET D. E. M. SAPPINGTON (1987) : “Awarding Monopoly Franchises,” *American Economic Review*, 77(3), 375–387.
- SAAL, D. S., ET D. PARKER (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*, 21(6), 253–268.
- SAGE, E. (1999) : “La Concurrence par comparaison (“Yardstick Competition”) : Théorie et Applications. Une Proposition pour le Secteur de l’Eau en France,” Thèse de Doctorat, Université Paris IX - Dauphine.
- TAVERNIER, Y. (2001) : “Le Financement et la Gestion de l’Eau,” Rapport d’Information, n° 3081, Assemblée Nationale.
- TEEPLES, R., ET D. GLYER (1987) : “Cost of Water Delivery Systems : Specification and Ownership Effects,” *Review of Economics and Statistics*, 69, 399–407.
- VICKREY, W. (1948) : “Some Objections to Marginal-Cost Pricing,” *Journal of Political Economy*, 56, 218–238.
- WOLAK, F. A. (1994) : “An Econometric Analysis of the Asymmetric Information, Regulator-Utility Interaction,” *Annales d’Économie et de Statistique*, 34, 13–69.

Table des matières

1	Introduction	2
2	Les services d'eau en France	4
2.1	Organisation et réglementation	4
2.2	Technologie	7
2.3	Modélisation des coûts	8
2.4	Description des données	9
3	Modélisation économique du choix de mode de gestion des services d'eau	12
3.1	Coût et demande	13
3.2	Choix de mode de gestion	13
3.2.1	La gestion directe	13
3.2.2	La gestion déléguée	14
3.2.3	Le choix	15
4	Analyse économétrique des coûts et du choix du mode de gestion	16
4.1	Procédure d'estimation	16
4.2	Application empirique	19
4.2.1	Spécification de la fonction de coût	19
4.2.2	Mesure d'efficacité de coût	20
4.2.3	Résultats d'estimation	21
4.2.4	Rendements et performance des services	25
5	Étude de la tarification	28
5.1	Modélisation économique	28
5.1.1	La gestion directe	28
5.1.2	La gestion déléguée	28
5.2	Analyse économétrique	29
5.2.1	Procédure d'estimation	29
5.2.2	Résultats d'estimation	30
6	Conclusion	32
A	Estimation des variances des estimateurs	34
A.1	Estimateur Within	34
A.2	Estimateur MCG	34
A.3	Estimateur VI	36