

Coût de la distribution d'eau en Wallonie et à Bruxelles

Estimation d'une fonction de coût hédonique (1)

par EVRARD Olivier, LEJEUNE Bernard et THIRY Bernard (2)

CIRIEC et
Université de Liège

Introduction

En Belgique, depuis les décrets révolutionnaires de 1789 concernant l'hygiène et la salubrité publique, la loi a confié aux communes la responsabilité de l'alimentation en eau potable de leur population. Aujourd'hui encore, la distribution d'eau est un monopole communal⁽³⁾. Cela ne signifie cependant nullement que les communes se doivent d'assurer elles-mêmes ce service. Dans les faits, on constate qu'un grand nombre de communes ont décidé, sous l'impulsion des pouvoirs de tutelle, de confier cette activité à divers organismes qui agissent en leur nom. Ainsi, l'organisation actuelle du secteur de l'eau en Belgique, et plus particulièrement en Wallonie, apparaît-elle comme une sorte de "patchwork" caractérisé par une diversité des formes de gestion et de structure, toutes (ou presque) publiques : sociétés régionales, intercommunales, régies communales, services communaux et concessions⁽⁴⁾.

L'objet de la présente communication est, au travers de l'estimation d'une fonction de coût de type hédonique (assortie d'un certain nombre de tests de spécification qui en corroborent la pertinence), l'évaluation des coûts relatifs de ces diverses formes de structure. Plus précisément, il s'agit d'une part d'identifier les déterminants fondamentaux du coût de distribution et, d'autre part, de détecter la présence d'éventuelles économies de densité et d'échelle. Il va sans dire que la connaissance de ces caractéristiques est d'un intérêt majeur pour juger des restructurations en cours dans le secteur (essentiellement reprises de réseaux par les gros distributeurs)⁽⁵⁾.

(1) Cette étude a été réalisée avec le soutien financier du Fond de la Recherche Fondamentale Collective (convention FRFC n° 2.4505.91 et 2.4621.92) et des Services de Programmation de la Politique Scientifique (Programme de recherche en sciences sociales, sous-programme "institutions publiques : légitimité, effectivité et efficacité") du Gouvernement belge. Elle s'insère également dans la recherche sur "les entreprises locales mixtes et la rôle des pouvoirs publics locaux" réalisée à la demande de M. le Ministre G. MATHOT (Région wallonne).

(2) Les auteurs tiennent à remercier toutes les personnes qui, de près ou de loin, ont collaboré à cette étude, en particulier les responsables des sociétés distributrices pour leur coopération active.

(3) Il s'agit là d'une caractéristique commune à la majorité des pays européens.

(4) Voir EVRARD O.(1993).

(5) Pour plus de détails, voir EVRARD O.(1993).

Le cadre d'analyse sommairement présenté ci-dessus s'appuie sur des données de type panel⁽⁶⁾ recueillies par nos soins auprès des principaux organismes distributeurs wallons et bruxellois. Cette banque de données contient des informations financières (coûts : sur base d'une comptabilité analytique) et physiques (caractéristiques du réseau, volumes d'eau fournis, etc...).

Notre papier s'articule de la façon suivante. Dans la première section, nous justifions notre choix de recourir à une fonction de coût hédonique plutôt qu'à une fonction de coût traditionnelle. La seconde section est consacrée à un bref aperçu descriptif du secteur ainsi qu'à une présentation générale de notre échantillon et des données qu'il contient. La troisième section présente la méthodologie et les résultats de notre analyse économétrique. Enfin, la conclusion résume les principaux résultats obtenus.

I. Fondements théoriques

Conformément à l'analyse microéconomique traditionnelle, il est d'usage, dans les analyses empiriques, de spécifier une fonction de coût comme dépendant du (des) output(s) du secteur et des prix relatifs des facteurs de production, typiquement le travail et le capital.

Dans notre étude, nous avons choisi d'adopter une démarche différente. Celle-ci trouve sa source dans la constatation suivante : par la nature même de son activité, le secteur de la distribution d'eau présente des caractéristiques qui rendent plus que problématique la mise en oeuvre de l'approche traditionnelle évoquée ci-dessus. En effet, la distribution d'eau est une activité de service basée sur l'exploitation d'un réseau, ce qui est très différent d'une activité de production classique. De ce fait, une identification précise des inputs et des outputs du secteur, et *a fortiori* des prix relatifs des inputs, toutes choses qui constituent l'assise de l'approche traditionnelle, pose d'insurmontables difficultés⁽⁷⁾. Ainsi, il nous est apparu difficilement tenable d'adopter une conception qui, dans le langage de la théorie de la production, s'exprimerait, en caricaturant quelque peu, par quelque chose comme : la combinaison d'un certain nombre de kilomètres de réseau et de travailleurs (les inputs, sans doute à partir d'une technologie à coefficients fixes) permet de "produire" un certain nombre de mètres cubes d'eau livrés à un certain nombre de consommateurs en un endroit donné (les outputs).

De manière à contourner ces difficultés, nous avons choisi d'opter pour une approche pragmatique. Plutôt que d'user d'une spécification telle que celle décrite ci-dessus, nous avons décidé de recourir à une fonction de coût hédonique, dans notre cas une fonction faisant dépendre le coût de production des caractéristiques qui définissent les contraintes d'environnement dans lesquelles les firmes opèrent. Pour l'essentiel, ces contraintes sont liées à la localisation géographique des consommateurs et à la nécessité de satisfaire leurs besoins en eau.

Ce faisant, on reconnaît explicitement le caractère exogène, c'est-à-dire de contrainte pour les sociétés distributrices, de variables telles que le nombre de clients, la quantité d'eau fournie ou encore la configuration géographique de leur réseau. Par ailleurs, on postule que ce type de variables (que l'approche traditionnelle éclaterait en inputs et outputs) sont les déterminants

⁽⁶⁾ Panel court non calibré. Cfr. infra.

⁽⁷⁾ Difficultés qui expliquent sans doute la quasi-absence d'études de coûts dans ce type de secteur.

majeurs des coûts de distribution d'eau. Sur ce point, comme nous le verrons, l'analyse empirique ne nous dément pas.

II. Aperçu descriptif du secteur et données disponibles

Avant de présenter de manière détaillée les données dont nous disposons, il n'est pas inutile de brosser un rapide portrait du secteur de la distribution d'eau tel qu'il se présente actuellement en Wallonie et à Bruxelles⁽⁸⁾.

A. Aperçu descriptif du secteur en Wallonie et à Bruxelles

Comme nous l'avons indiqué dans l'introduction, divers types d'organismes distributeurs coexistent sur le territoire des Régions wallonne et bruxelloise⁽⁹⁾. Ces organismes, dont nous mentionnerons au passage les principales caractéristiques, sont les suivants :

1. *La Société Wallonne de Distribution d'Eau* (SWDE). C'est l'héritière, côté wallon, de la régionalisation de la Société Nationale de Distribution d'Eau (SNDE). Cette société, "parastatal de type B", dépend du gouvernement wallon et est constituée sous forme de société coopérative. Il n'existe pas à proprement parler de société régionale à Bruxelles.
2. *Les intercommunales*. L'intercommunale est une institution de droit public soumise à la tutelle des autorités régionales. Dans le but de satisfaire des besoins communaux spécifiques, la loi permet aux communes de s'associer entre elles ou avec d'autres personnes de droit public (intercommunale pure), voire avec des personnes de droit privé (intercommunale mixte). En Wallonie et à Bruxelles, dans le secteur de la distribution d'eau, seules existent des intercommunales pures. La forme juridique la plus couramment choisie par les intercommunales est la société coopérative. On notera encore que les intercommunales peuvent n'être que des "coquilles vides" qui sous-traitent la totalité de leur activité à un partenaire externe (public ou privé). C'est le cas de deux des intercommunales incluses dans notre échantillon (IDEML et IBDE, cfr. infra).
3. *Les régies communales*. Les régies communales sont gérées de façon industrielle et commerciale en dehors des services généraux des communes. Cependant, bien que jouissant d'une certaine autonomie technique et comptable, elles ne possèdent pas de personnalité juridique distincte des communes.
4. *Les services communaux*. A la différence des régies communales, ces services font partie intégrante des services administratifs généraux des communes et ne disposent dès lors d'aucune autonomie de gestion.
5. *Les concessions*. La concession est un contrat administratif dont la caractéristique spécifique est qu'il est en partie à caractère contractuel et en partie à caractère réglementaire. L'autorité concédante peut donc en changer les conditions ou y mettre fin de manière unilatérale. La plupart du temps, les concessions sont le fait de régies ou de services communaux qui, par ce biais, sous-traitent leur activité à un partenaire privé.

⁽⁸⁾ Pour une information plus complète sur le secteur, voir EVRARD O. (1993).

⁽⁹⁾ Pour les non initiés aux méandres institutionnels belge, il faut préciser que la Belgique est divisée en trois Régions : la Région wallonne, la Région de Bruxelles-capitale et la Région flamande. Ces trois Régions, mise en place par la réforme de l'Etat de 1980, représentent respectivement plus ou moins 33%, 10% et 57% de la population du pays. Notre recherche s'est limitée à l'étude des deux premières.

Le Tableau I montre l'importance numérique de ces divers types d'organismes sur le territoire des Régions wallonne et bruxelloise. Notons cependant que la Région de Bruxelles ne compte qu'un seul organisme - une intercommunale - qui couvre l'ensemble des 19 communes de l'agglomération.

Tableau I

Type d'organisme	Nombre d'organisme	Nombre de communes	Pourcentage du nb. de communes
S.W.D.E	1	184	50.00 %
Intercommunale	21	95	25.82 %
Régie communale	7	7	1.90 %
Service communal	80	80	21.74 %
Concession	2	2	0.54 %
Total	111	368	100 %

Ce tableau mérite quelques commentaires. Il convient tout d'abord de noter que, en réalité, les Régions wallonne et bruxelloise ne comptent que 281 communes (respectivement 262 et 19). Le fait que le nombre total de communes repris au Tableau I excède largement ce chiffre s'explique par la fréquence élevée de situations où plusieurs organismes distributeurs coexistent sur le territoire d'une même commune⁽¹⁰⁾. Cela étant, on constatera la prédominance numérique de la SWDE⁽¹¹⁾, des intercommunales et des services communaux⁽¹²⁾. Notons cependant que cet aperçu, basé sur le nombre de communes desservies par chaque type d'organisme, présente une image largement non représentative de leur importance relative réelle (en termes de population desservie : cfr. ci-dessous).

B. Echantillon et données

1. L'échantillon

Comme nous venons de le voir, le territoire des Régions wallonne et bruxelloise ne compte pas moins de 111 organismes distributeurs d'eau (1 intercommunale à Bruxelles et le reste

⁽¹⁰⁾ Dès lors, dans la troisième colonne du Tableau I, une même commune peut être comptabilisée à l'actif de plusieurs organismes distributeurs. Cette situation est très fréquente.

⁽¹¹⁾ Celle-ci s'explique pour partie historiquement. La SNDE, dont la SWDE est l'héritière, a en effet été créée au début du siècle (1913) pour se substituer aux communes qui, pour des raisons notamment financières, n'étaient pas à même d'assurer correctement la distribution d'eau sur leur territoire. Ces communes étaient légions. Par ailleurs, et plus récemment, la SWDE a été le fer de lance de la politique de l'eau du Gouvernement wallon, politique consistant à rationaliser le secteur au travers de la promotion de la reprise des petits réseaux de distribution par la SWDE.

⁽¹²⁾ Le grand nombre de services communaux, phénomène propre à la Wallonie, s'explique par deux types de raisons : d'une part, l'existence sur le territoire wallon d'une pléthore de petites sources facilement exploitables par une commune isolée et, de l'autre, le développement économique de la Wallonie au début du siècle, développement qui a facilité le financement de l'établissement de réseaux purement communaux (cfr. note 12).

en Wallonie). Etant donné que nous nous intéressons exclusivement au coût de distribution⁽¹³⁾, pour qu'un organisme puisse être inclus dans notre échantillon, il fallait impérativement qu'il dispose d'une comptabilité (analytique) distincte pour ses activités de production et de distribution⁽¹⁴⁾. Cette restriction nous a malheureusement amené à écarter la plupart des organismes, en particulier tous ceux de petite taille. En effet, pratiquement aucun de ces organismes (qu'il s'agisse d'un service communal, d'une régie communale ou d'une intercommunale) ne satisfait ce critère. Bien plus, lorsqu'il dispose d'une comptabilité séparée, celle-ci apparaît comme peu fiable (en tout cas pour les services communaux et les régies)⁽¹⁵⁾.

Finalement, nous n'avons retenu que six sociétés⁽¹⁶⁾ : une à Bruxelles et cinq en Wallonie. Ce chiffre peut paraître dérisoire au regard du nombre total d'organismes existants. En fait, il n'en est rien. Un rapide coup d'oeil au Tableau II permet de constater que ces six sociétés desservent 80% de la population des deux régions.

Tableau II

Société	Population desservie	Pourcentage de la population totale
S.W.D.E.	1 460 114	34.69 %
C.I.L.E.	536 965	12.76 %
I.D.E.M.L.	168 158	4.00 %
Régie de Charleroi	156 962	3.73 %
A.I.E.B.C.	107 898	2.56 %
I.B.D.E	952 737	22.64 %
Total de l'échantillon	3 382 834	80.38 %
Total des 2 Régions	4 208 448	100 %

Ces six sociétés, ainsi que leurs caractéristiques majeures, sont les suivantes⁽¹⁷⁾ :

1. *La SWDE (Société Wallonne de Distribution d'Eau)*. La SWDE est en activité depuis 1988. Elle dessert 44.8% de la population de la Région wallonne. Elle est donc, et de loin, la plus grosse société de Wallonie. Elle poursuit à la fois des activités de production et de distribution. Au niveau de la distribution, la société est largement décentralisée. Elle se compose d'une cinquantaine de services locaux de distribution regroupant chacun de 1 à 24 communes. Ces services sont regroupés sous la houlette de quatre directions provinciales.

⁽¹³⁾ L'étude du coût de production est complexe car elle se heurte au problème de la prise en compte de la variété des sources naturelles d'approvisionnement en eau (nappe aquifère, eau de surface, etc...).

⁽¹⁴⁾ La plupart des organismes distributeurs cumulent en effet ces deux activités. Notons qu'il n'est pas rare non plus de rencontrer une intercommunale distribuant simultanément l'eau, le gaz et l'électricité.

⁽¹⁵⁾ Cette assertion s'appuie sur l'examen des réponses reçues aux questionnaires que nous avons envoyés aux 281 communes wallonnes et bruxelloises. Elle est par ailleurs en parfaite concordance avec les résultats de l'analyse descriptive menée par le C.R.A.N.T (1987) pour le compte de la Région wallonne.

⁽¹⁶⁾ Hormis les raisons évoquées ci-dessus, le choix de ne retenir qu'un petit nombre de sociétés a également été influencé par le fait, apparu très rapidement, qu'il était indispensable pour assurer la fiabilité et la cohérence des données récoltées, de rencontrer personnellement et à plusieurs reprises les responsables des sociétés.

⁽¹⁷⁾ Les chiffres repris ci-dessous sont ceux de 1991. Pour une présentation détaillée de ces sociétés, voir de nouveau EVRARD O. (1993).

Une direction centrale chapeaute le tout. La société tient une comptabilité analytique par service local⁽¹⁸⁾. Par ailleurs, elle est propriétaire de la totalité⁽¹⁹⁾ des réseaux qu'elle exploite. Enfin, il faut noter que son activité se déploie essentiellement en zone rurale.

2. *La CILE (Compagnie Intercommunale Liégeoise des Eaux)*. La CILE est la plus importante des intercommunales en région wallonne. Elle dessert 16.5% de la population wallonne. Elle aussi poursuit des activités de production et de distribution. Elle dispose d'un service de distribution unique pour les 24 communes qu'elle dessert et tient une comptabilité analytique propre à ce service. Enfin, elle est propriétaire de la majorité des réseaux qu'elle exploite (89% en 1988 et 98% en 1991).
3. *L'IDEML (Intercommunale de Distribution d'Eau de Mons - La Louvière)*. L'IDEML, en activité depuis 1991, dessert 5.2% de la population wallonne (2 communes). Il s'agit d'une de ces intercommunales "coquille vide" dont nous parlions précédemment. Elle sous-traite la totalité de l'exploitation de son réseau à la SWDE. Elle n'en est pas moins propriétaire du réseau qu'elle couvre.
4. *La Régie de Charleroi*. C'est la plus grosse des régies établie en Wallonie. Elle dessert 4.8% de la population wallonne (soit environ les 3/4 de la population de Charleroi). Elle est à la fois productrice et distributrice d'eau (comptabilité analytique distincte). Elle est bien entendu propriétaire du réseau qu'elle exploite.
5. *L'AIEBC (Association Intercommunale des Eaux du Bassin de Charleroi)*. L'AIEBC dessert 6 communes, ce qui représente 3.3% de la population wallonne. Elle poursuit des activités de production et de distribution. La distribution est organisée de façon particulière. En effet, l'AIEBC tient une comptabilité analytique pour chaque commune desservie. Chaque commune est propriétaire de son réseau.
6. *L'IBDE (Intercommunale Bruxelloise de Distribution d'Eau)*. L'IBDE, en activité depuis 1990, est la seule société distributrice d'eau en région bruxelloise. Elle en regroupe les 19 communes. Tout comme l'IDEML, il s'agit d'une intercommunale "coquille vide". Elle sous-traite la totalité de son activité à une autre intercommunale pure : la CIBE. Elle reste cependant propriétaire du réseau dont elle a la charge.

2. Les données

Les données recueillies auprès des six sociétés décrites ci-dessus forment un panel court non calibré⁽²⁰⁾. L'unité d'observation en est ce que nous appellerons une *entité*. Une entité est définie par la plus petite unité que la comptabilité analytique d'une société permet de distinguer. Il peut donc s'agir, selon les cas, d'une partie d'une commune, d'une commune, d'un groupe de communes, ou encore de l'ensemble des communes desservies par une société. Pour chacune de ces entités, nous avons récolté des données se rapportant au plus grand nombre d'exercices comptables possibles, sous réserve de leur comparabilité dans le temps et avec comme recul maximum dans le passé l'année 1986.

Le Tableau III illustre, en termes d'observations, la composition de notre panel. Les dénominations SWDE 50, SWDE 60, etc..., dénotent les différentes directions provinciales de la

(18) Une partie des coûts imputés à chaque service sont bien entendu des coûts communs (frais généraux des différentes directions, matériels communs, etc...).

(19) A quelques exceptions près, non reprises dans notre échantillon.

(20) En anglais, "unbalanced panel".

SWDE. Il faut noter que, dans l'analyse économétrique de la Section III, seules 123 observations sur les 133 sont effectivement utilisées⁽²¹⁾.

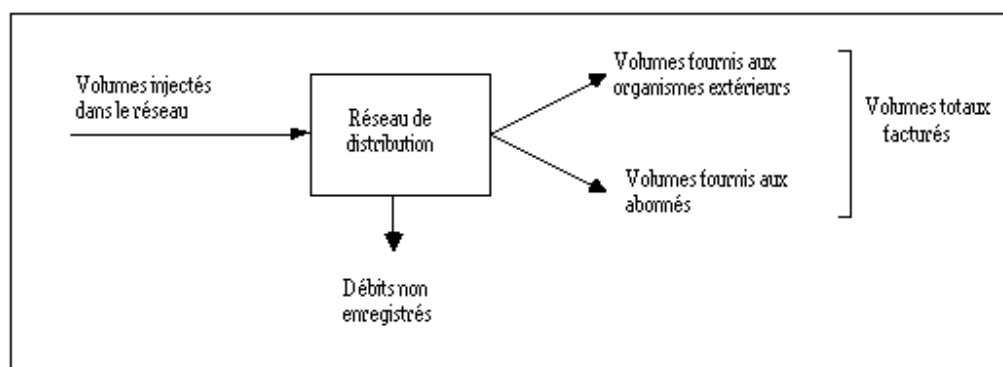
Tableau III

Société	1986	1987	1988	1989	1990	1991	Total
AIEBC			6	6	6	6	24
CILE			1	1	1	1	4
IBDE					1	1	2
IDEML						1	1
REGIE	1	1	1	1	1	1	6
SWDE 50					20	20	40
SWDE 60					19	19	38
SWDE 70					3	3	6
SWDE 80					6	6	12
Total	1	1	8	8	57	58	133

Pour chaque observation, nous avons collecté une quarantaine de variables de base. Ce grand nombre de variables s'explique essentiellement par la récolte des informations financières sous une forme très désagrégée (une vingtaine de variables). Cette façon de procéder nous est apparue comme la seule qui permette de reconstituer, sur base de l'application d'une grille standard⁽²²⁾, des données de coût comparables entre sociétés.

On trouvera ci-dessous, brièvement commentée, la définition des différentes variables reprises dans l'analyse économétrique de la Section III. Dans la suite du papier, ces variables seront identifiées par les caractères gras apparaissant en en-tête de leur définition. Le schéma I illustre l'articulation des différents concepts de volumes d'eau employés dans les définitions ci-dessous.

Schéma I



⁽²¹⁾ Les observations SWDE 70 n'ont pu être incorporées, faute d'avoir obtenu les valeurs d'une variable stratégique (Km de réseau). Trois observations ont été a priori écartées car présentant des anomalies flagrantes. Enfin, une observation a été retirée sur base d'un test préliminaire destiné à détecter les "outliers" (Cfr. infra).

⁽²²⁾ Cette grille est largement inspirée de l'étude du C.R.A.N.T (1987).

1. **CMd** : Il s'agit du coût moyen de la distribution d'eau. C'est notre variable dépendante. Pour des raisons pragmatiques (essentiellement de comparabilité entre sociétés), ce coût ne comprend que les coûts d'exploitation "courants" et le coût des pertes d'eau en réseau (coût des débits non enregistrés⁽²³⁾). Les coûts d'exploitation "courants" englobent l'ensemble des charges d'exploitation hors amortissements, provisions, réductions de valeur et charges financières⁽²⁴⁾. Pour sa part, le coût des pertes en réseau est égal au prix moyen d'achat de l'eau (Cfr. **Pma**) à l'entrée du réseau multiplié par le volume des débits non enregistrés. Le coût moyen, déflaté par un indice de prix de gros, est obtenu en rapportant la somme des deux coûts précités au nombre total de mètres cubes d'eau facturés.
2. **Nb_Abo** : C'est le nombre d'abonnés de l'entité. Il est égal au nombre de compteurs en service. Ce chiffre englobe les particuliers et les consommateurs industriels, mais exclut les organismes extérieurs (Cfr. infra). Selon les entités, il varie de 91 à 274056 abonnés. Cette dispersion extraordinaire des observations est une des caractéristiques majeures de notre échantillon.
3. **M3a/Abo** : Il s'agit de la consommation moyenne par abonné. La consommation moyenne par abonné des particuliers est d'environ 120 mètres cubes par an (moyenne nationale). Toute déviation substantielle par rapport à cette valeur implique l'existence d'une frange importante de consommateurs industriels au sein des abonnés.
4. **Ind_org** : Les services de distribution ne fournissent pas seulement de l'eau aux particuliers et aux industries. Il n'est pas rare (26% de notre échantillon) qu'ils en fournissent également à un (des) autre(s) organisme(s) distributeur(s) (dans certains cas jusqu'à 50% des volumes facturés). Le présent indicateur est égal au volume d'eau fourni aux organismes extérieurs rapporté au nombre d'abonnés (particuliers et industriels). Il s'agit donc de la "consommation moyenne par abonné" des organismes extérieurs.
5. **Abo/Km** : C'est le nombre d'abonnés par kilomètre de réseau de l'entité. Il mesure la densité du réseau de distribution.
6. **Tx_couv** : Le taux de couverture. Cette variable indique la proportion de la population totale des différentes communes couvertes par l'entité qui est effectivement desservie par elle. Ce taux est calculé en faisant le rapport entre la population desservie et la population totale des communes concernées. La moyenne de ce taux dans l'échantillon est de 67.1%. Ce pourcentage traduit la fréquence élevée, déjà mentionnée, des situations où plusieurs organismes distributeurs coexistent sur le territoire d'une même commune.
7. **Sup/com** : C'est le rapport entre la superficie que couvre une entité et le nombre de communes qu'elle comprend. Il s'agit donc de la superficie moyenne des communes (une ou plusieurs) de l'entité. Plutôt que le résultat d'un choix délibéré a priori, la formulation de cette variable s'est imposée d'elle-même lors de l'estimation de la fonction de coût.
8. **Nb_Com** : C'est le nombre de communes que couvre, totalement ou partiellement, l'entité.

⁽²³⁾ Les débits non enregistrés ne représentent pas uniquement, bien qu'essentiellement, les pertes en réseau dues aux fuites. Ils comprennent également des volumes d'eau livrés gratuitement (alimentation des bouches d'incendie, de certains bâtiments publics, etc...) ainsi que tous les écarts (entre volumes injectés dans le réseau et volumes facturés aux abonnés) qui sont imputables à l'étalement dans le temps des relevés de compteurs.

⁽²⁴⁾ De ces charges d'exploitation sont également déduits les produits des activités annexes. Etant donné que nous ne pouvions pas identifier précisément le montant des charges afférentes à ces activités annexes, nous les avons estimées par les produits qu'elles engendrent (exemple : la facturation du placement d'un compteur spécial).

9. **Tx_rend** : Il s'agit du taux de rendement du réseau. Il est défini par le complémentaire à 1 du rapport entre le volume des débits non enregistrés et le volume d'eau injecté dans le réseau. C'est donc le pourcentage du volume d'eau injecté dans le réseau qui est effectivement facturé.
10. **Tx_eauin** : Le taux d'eau d'origine interne. C'est la proportion des volumes d'eau injectés dans le réseau de l'entité qui a pour origine la société à laquelle l'entité appartient. Si la société ne possède pas de département de production, ce taux est évidemment nul.
11. **Pma** : Il s'agit du prix moyen d'achat des volumes d'eau injectés dans le réseau.
12. **Tx_prop** : Cette variable indique la proportion dans laquelle l'entité⁽²⁵⁾ est propriétaire des réseaux qu'elle exploite. Dans la plus grande partie de l'échantillon, ce taux est égal soit à 0, soit à 100 (seules les observations de la CILE présentent un taux intermédiaire).
13. **Cap_ext** : C'est la proportion du capital social de la société distributrice (à laquelle l'entité appartient) détenue par des associés autres que les communes qu'elle dessert. Ce taux était, en 1991, de 23 % à la SWDE, de 13 % à la CILE, de 51 % à l'IDEML et nul dans les trois autres sociétés.
14. Enfin, nous avons utilisé une série de variables binaires désignant soit une année d'observation, soit une société⁽²⁶⁾ : **D_sw50**, **D_sw60**, **D_sw80**, **D_aiebc**, **D_cile**, **D_ibde**, **D_ideml**, **D_regie**, **D_1988**, **D_1989**, **D_1990** et **D_1991**.

III. Analyse économétrique

Etant donné notre choix d'estimer une fonction de coût spécifiée non à partir d'a priori théoriques, mais sur base d'une approche pragmatique, nous nous devons d'adopter une méthodologie solide, offrant une certaine garantie de pertinence à nos résultats. Cette méthodologie, assortie d'une brève description des outils économétriques qui la fonde, est présentée dans la Section A. La Section B expose les résultats empiriques obtenus de son application.

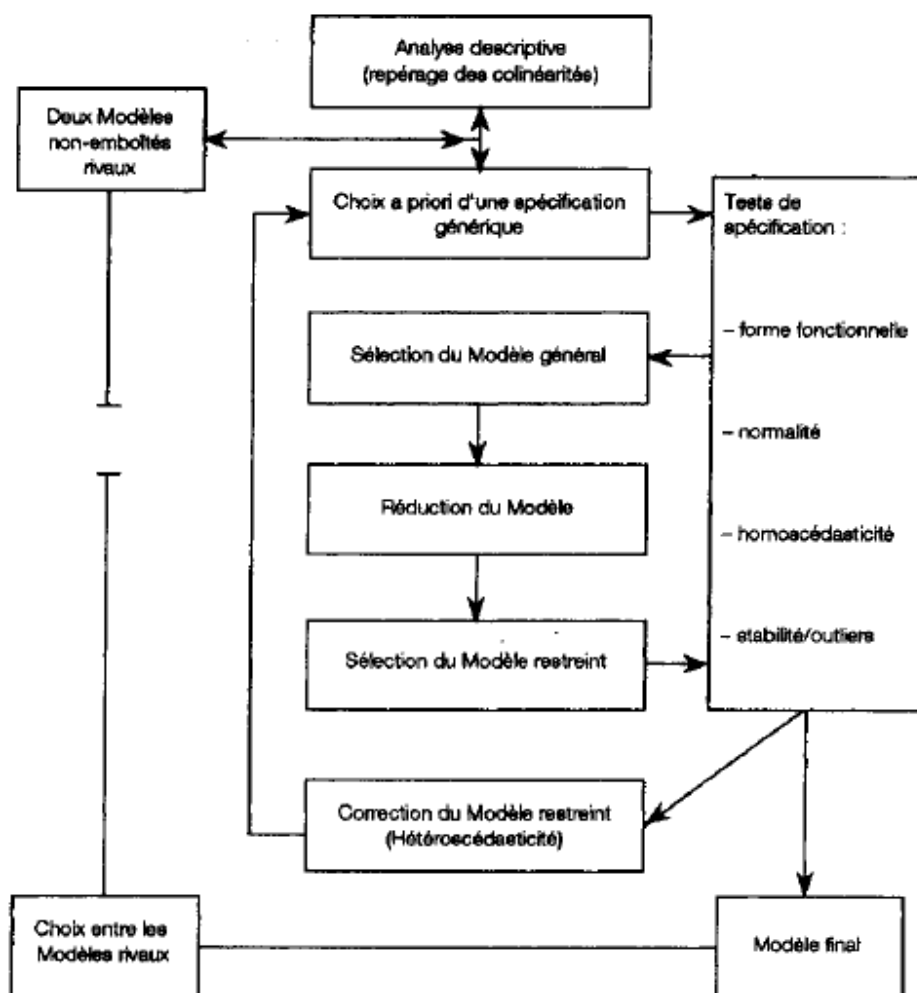
A. Schéma d'estimation et outils économétriques

Le schéma II illustre les principales étapes de notre démarche. Il s'agit bien entendu d'une représentation épurée : dans les faits, une série d'expérimentations à tâtons ont également été réalisées.

⁽²⁵⁾ Ou plutôt la société à laquelle elle appartient.

⁽²⁶⁾ La SWDE a été éclatée en ses différentes directions provinciales. On notera également que nous n'avons pas incorporé de binaires pour les années 1986 et 1987 (problème de colinéarité). Rappelons enfin que la SWDE 70 est absente de l'échantillon.

Schéma II



En conjonction avec l'analyse descriptive des données, le choix a priori d'une spécification "générique" pour la fonction de coût hédonique a constitué la première étape de notre analyse. A ce niveau, il s'agit tout autant de sélectionner les variables à inclure dans la fonction que d'en élire sa forme analytique. Dans la réalisation de cette étape, nous avons observé les règles suivantes :

1. Retenir toutes les variables (dont nous disposons) susceptibles d'influencer le coût moyen défini dans la Section II.B.2.
2. Exprimer au maximum ces variables sous forme de *ratios*, de façon à limiter le nombre des variables libellées en termes de niveau. En effet, dans notre cas (explication d'un coût *moyen*), la multiplication de ce type de variables rendrait délicate l'interprétation des effets marginaux estimés⁽²⁷⁾.

⁽²⁷⁾ Ainsi, si on introduit simultanément (en logarithme) les variables "nombre d'abonnés" et "mètres cubes d'eau fournis", on obtient des coefficients de signe opposé.

3. Enfin, éviter de recourir à des termes croisés, termes qui rendent inexorablement confuse la signification de la relation estimée⁽²⁸⁾.

Toutes les variables ne prenant aucune valeur nulle, soit **Nb_Abo**, **M3a/Abo**, **Abo/Km**, **Tx_couv**, **Sup/com**, **Nb_Com**, **Tx_rend** et **Pma**, ont été exprimées sous forme de logarithmique (naturel). La forme fonctionnelle générique que nous avons choisie, qui constitue un modèle de panel à effets fixes⁽²⁹⁾, est :

$$(1) \quad \ln(\text{CMD}) = b_0 + b_i A_i + b_j B_j + b_k D_k$$

où

A_i = les 8 variables exprimées en logarithme.

B_j = les variables **Ind_org**, **Tx_eauin**, **Tx_prop**, **Cap_ext**.

D_k = 10 variables binaires⁽³⁰⁾.

b = un vecteur de paramètres.

Une première estimation de la fonction générique (1), jointe à une analyse descriptive de nos données, nous a rapidement révélé l'existence d'une colinéarité très importante entre deux petits groupes de variables explicatives : d'une part, **D_aiebc** et **D_regie**, d'autre part, **Tx_prop** et **Cap_ext**. Cette forte colinéarité⁽³¹⁾ interdisant l'inclusion simultanée de ces deux ensembles de variables dans la même régression, nous avons mené de manière parallèle l'étude de deux modèles non-emboîtés⁽³²⁾ : d'une part, un modèle incorporant les variables **D_aiebc** et **D_regie**, de l'autre, un modèle incluant **Tx_prop** et **Cap_ext**. Ce n'est qu'après leur avoir appliqué l'ensemble du schéma décrit ci-dessous que ces deux modèles ont été confrontés en procédant à un test de modèles non-emboîtés. Pour ce faire, nous avons utilisé un test de COX (1961), test dont la version adaptée aux modèles de régression linéaire est décrite dans PESARAN (1974). Il convient dès à présent de noter que l'issue du choix entre ces deux formulations rivales est loin d'être neutre: là où l'un n'identifie qu'un "simple" effet de caractéristiques propres à une société, l'autre voit l'influence des modes de propriété (propriété du réseau et composition du capital social) qui y sont en vigueur.

Chacun des modèles subit donc la même procédure. Celle-ci est la suivante :

1. La spécification générique de la fonction de coût hédonique subit tout d'abord une première fois les tests de spécification⁽³³⁾. Il s'agit ici principalement de vérifier l'adéquation de la

⁽²⁸⁾ L'observance de cette règle s'accompagne bien entendu d'un prix: une moindre flexibilité de la forme fonctionnelle.

⁽²⁹⁾ Sur les modèles de panel, voir HSIAO C. (1985).

⁽³⁰⁾ Deux variables binaires (D_{sw50} et D_{1990}) sont reprises dans la constante en tant que catégories de référence.

⁽³¹⁾ Cfr. les résultats empiriques infra.

⁽³²⁾ En anglais, "non-nested".

⁽³³⁾ Ces tests intègrent :

- 1- Une série de graphiques de résidus (MCO et BLUS) rangés selon l'ordre (croissant ou décroissant) de chaque variable explicative (à l'exception des variables binaires) et de la valeur estimée de la variable dépendante. Ces graphiques permettent de ce faire une idée relativement précise de la spécification générale (forme fonctionnelle, homoscedasticité) de la relation estimée.

forme fonctionnelle adoptée et de repérer les éventuelles observations aberrantes⁽³⁴⁾. Pour chacun des deux modèles, les corrections induites par cette étape ont été les mêmes : ajout à la régression de la variable $(M3a/Abo)^2$, remplacement de la variable **Ind_org** par $(Ind_org)^2$ et suppression d'une observation manifestement atypique. Ce sont les modèles découlants de ces ajustements qui apparaissent sous la dénomination "modèle général" dans la Section B.

2. Le modèle général ainsi obtenu est ensuite réduit, "débarrassé" des variables statistiquement non significatives⁽³⁵⁾.
3. Enfin, le modèle réduit est renvoyé au scanner des tests de spécification. A ce stade, toutes ses propriétés sont vérifiées : adéquation de sa forme fonctionnelle, normalité et homoscedasticité de ses résidus, et enfin stabilité de ses "prévisions" à l'intérieur de l'échantillon.

Les deux modèles exhibant, *in fine*, un même problème d'hétéroscédasticité dans les résidus, l'ensemble de la procédure (point 1 à 3) a été réappliquée, mais cette fois, dans le cadre du modèle de régression à variance multiplicative proposé par A.C. HARVEY (1976).

B. Résultats empiriques

Cette section s'articule de la façon suivante. Dans un premier temps, nous exposerons les résultats obtenus par l'application du schéma d'estimation II au modèle incorporant les variables **D_aiebc** et **D_regie** (modèle I). Nous présenterons ensuite ceux afférents au modèle incorporant **Tx_prop** et **Cap_ext** (modèle II). Enfin, nous discuterons le choix entre ces deux modèles.

1. Le modèle incorporant **D_aiebc** et **D_regie** (modèle I)

Le Tableau III présente les résultats des estimations MCG (moindres carrés généralisés) du modèle I (modèles général et restreint) et le Tableau IV, les estimations relatives à la variance de l'aléa qui en sont à la base.

-
- 2- Une série de graphiques de la somme cumulée du carré des résidus (MCO et BLUS) rangés selon l'ordre (croissant ou décroissant) de chaque variable explicative (à l'exception des variables binaires) et de la valeur estimée de la variable dépendante. Ces graphiques permettent de détecter une éventuelle hétéroscédasticité des résidus ou encore un changement structurel dans les paramètres du modèle.
 - 3- Une représentation graphique des n "Chow-tests de prévision" effectués sur le modèle. Cette représentation graphique illustre la stabilité (interne) du modèle et aide à identifier les "outliers".
 - 4- Enfin, calculés sur les résidus MCO et/ou BLUS rangés de la même façon que précédemment, une série de statistiques de test : tests de Durbin-Watson, RESET-tests, tests de normalité et tests d'hétéroscédasticité de Goldfeld-Quandt.

⁽³⁴⁾ A ce niveau, une non-vérification éventuelle des hypothèses de normalité et d'homoscedasticité n'est pas trop grave car elle n'affecte pas les propriétés de convergence des estimateurs des moindres carrés ordinaires.

⁽³⁵⁾ Au seuil standard de 5%.

Tableau III : Modèle I , estimation MCG

Variable	Modèle général I			Modèle restreint I		
	Coefficient	Stat.	Prob.	Coefficient	Stat.	Prob.
	Df : 101 R ² : 0.9956**			Df : 110 R ² : 0.9942**		
intercept	-4.4343	-1.3572	0.1777	-6.9597	-2.3795	0.0191
Nb_Abo*	-0.0288	-0.9744	0.3322	-	-	ns
M3a/Abo*	4.6564	3.4084	0.0009	5.8653	4.9676	0.0000
(M3a/Abo*) ²	-0.5395	-3.8781	0.0002	-0.6636	-5.4696	0.0000
(Ind_org) ²	-0.0172	-8.5797	0.0000	-0.0165	-11.3249	0.0000
Abo/Km*	-0.0853	-1.7876	0.0768	-0.0899	-3.2644	0.0015
Tx_rend*	-0.5931	-3.2607	0.0015	-0.7017	-5.0650	0.0000
D_aiebc	0.9521	16.6229	0.0000	0.9184	24.3643	0.0000
D_ibde	0.6505	5.1324	0.0000	0.6672	6.7446	0.0000
D_cile	0.2766	3.2867	0.0014	0.2572	4.8456	0.0000
D_sw60	0.0887	1.8855	0.0622	0.0908	2.3034	0.0231
D_sw80	0.0254	0.4975	0.6199	-	-	ns
D_ideml	0.0067	0.0353	0.9719	-	-	ns
D_regie	0.2317	1.8122	0.0729	-	-	ns
D_1991	0.0933	8.2379	0.0000	0.0863	6.8219	0.0000
Sup/com*	0.1172	3.2933	0.0014	0.1301	5.2017	0.0000
PMa*	0.1633	2.3041	0.0233	0.1524	2.4358	0.0165
Tx_couv*	0.0143	0.6739	0.5019	-	-	ns
Nb_Com*	0.0406	1.0793	0.2830	-	-	ns
Tx_eauin	0.0004	1.0119	0.3140	-	-	ns
D_1988	-0.0267	-0.6567	0.5129	-	-	ns
D_1989	-0.0106	-0.2743	0.7844	-	-	ns
Forme fonctionnelle, χ^2 (1)		0.6717	0.4125		0.1211	0.7279
Normalité, χ^2 (2)		0.6789	0.7122		1.1690	0.5574
Homoscédasticité, χ^2 (1)		2.3103	0.1285		2.3437	0.1258

(*) Logarithme naturel de la variable.

(**) Il ne faut pas accorder trop d'importance à la valeur reportée du R². Celui-ci n'est en effet pas calculé de la même façon que dans un modèle de régression ordinaire. On retiendra simplement que sa valeur élevée est le reflet du rétrécissement de l'intervalle de confiance des valeurs de coût prédites par la régression, rétrécissement bien entendu imputable à la prise en compte des déterminants de la variance.

L'estimation du modèle de régression à variance multiplicative décrit implique bien entendu que l'on spécifie les variables (potentiellement) explicatives de la variance de l'aléa. Nous avons retenu la variable (Ind_org)² et les variables binaires représentant les différentes sociétés. Les raisons fondant ce choix sont les suivantes. En ce qui concerne (Ind_org)², cela nous a semblé couler de source. En effet, la fourniture d'eau à un organisme extérieur tient davantage d'une activité d'adduction que de distribution, activité à laquelle il nous semblait évident qu'il fut associé des "risques" moindres. L'analyse statistique nous a donné raison. Quant à l'inclusion des variables binaires, elle repose sur un examen graphique qui indique qu'une partie de l'hétéroscédasticité est liée aux sociétés.

Tableau IV : Modèle I, estimation de $\ln (s_i^2)$

Variable	Modèle général I			Modèle restreint I		
	Coefficient	Stat.	Prob.	Coefficient	Stat.	Prob.
intercept	-3.4894	-21.8885	0.0000	-3.5905	-22.5229	0.0000
(Ind_org) ²	-0.1391	-5.8931	0.0000	-0.1296	-5.4915	0.0000
D_aiebc	-1.3824	-4.1919	0.0000	-1.4111	-4.2790	0.0000
D_ibde	-5.3327	-5.2662	0.0000	-4.6216	-4.5640	0.0000
D_cile	-1.8453	-2.5460	0.0109	-1.7427	-2.4043	0.0162
D_sw80	-1.3438	-3.0673	0.0022	-1.3229	-3.0196	0.0025

Seules les variables présentant un effet statistiquement significatif sur la variance ont été reprises dans le Tableau IV. A ce propos, on ne manquera pas de noter que les sociétés qui présentent la moins grande variance (IBDE, AIEBC et CILE) sont aussi celles qui affichent les coûts moyens les plus élevés. Nous n'avons pas d'explication convaincante à ce phénomène⁽³⁶⁾.

En ce qui concerne la réduction globale du modèle, neuf variables se sont donc finalement avérées statistiquement non significatives. Le F-test joint de la nullité de leurs paramètres présente une statistique F(9,101) égale à 0.593 (Prob. = 0.800). Leur nullité jointe est donc largement acceptée. De fait, le R² du modèle réduit, dont on notera au passage la valeur étonnamment élevée, est quasi identique à celui du modèle général.

Au niveau des variables déclarées non significatives, on ne manquera pas de remarquer la présence du nombre d'abonnés que dessert l'entité (**Nb_Abo**). Cette présence jette de sérieux doutes quant aux possibilités de réalisation d'économies d'échelle dans le secteur, du moins si on accepte de prendre cette variable comme référence pour les mesurer. Par contre, des possibilités d'économies de densité (symbolisée par la variable **Abo/Km**) semblent bel et bien exister.

Comme on peut le constater, toutes les variables conservées dans le modèle restreint sont très fortement significatives (pour la plupart à un seuil inférieur au dix millième). Elles possèdent au surplus toutes un signe attendu a priori : négatif pour **M3a/abo**, **Ind_org**, **Abo/Km**, et **Tx_rend**, positif pour **PMA** et **Sup/com**. Notons que l'élasticité du coût moyen de distribution par rapport à **M3a/Abo** est négative dès une consommation moyenne par abonné d'environ 75 M3 par an (valeur où cette élasticité est nulle), ce qui est largement en dessous de la consommation moyenne observée dans l'écrasante majorité de l'échantillon. Ce signe négatif reflète bien entendu l'importance des coûts "fixes" liés à la maintenance de l'infrastructure et à la gestion des abonnés.

L'interprétation du signe des variables **Ind_org** et **Tx_rend** est immédiat. En ce qui concerne l'indicateur de fourniture d'eau à des organismes extérieurs, il est en effet évident que la poursuite de cette tâche ne peut avoir qu'un impact avantageux sur les coûts moyens de l'ensemble des activités de l'entité (cette tâche nécessite peu d'infrastructures et engendre des

⁽³⁶⁾ Qui pourrait bien n'être que le produit de la structure fortement asymétrique de notre échantillon. Cette remarque vaut également pour les différences de coûts moyens.

volumes facturés importants). Quant au taux de rendement, il est intimement lié à notre définition de **CMd** (inclusion des pertes en réseau).

Le signe de **Sup/com** ne devrait guère plus étonner. On pouvait s'attendre à ce que les coûts des sociétés opérant sur de vastes territoires soient plus élevés⁽³⁷⁾. Le fait que nous ayons rapporté la superficie au nombre de communes desservies est par contre moins ordinaire. Nous l'avons dit, plutôt que le résultat d'un choix délibéré a priori, la formulation de cette variable s'est imposée d'elle même lors de l'estimation de la fonction de coût⁽³⁸⁾. L'interprétation la plus plausible de cette variable est de considérer qu'elle constitue un bon indicateur du caractère plus ou moins rural de l'entité.

Cela étant, on observera les valeurs importantes prises par les coefficients des variables binaires représentatives de certaines sociétés. Ainsi, toutes autres choses étant égales, l'AIEBC, l'IBDE, la CILE et la SWDE 60 présentent respectivement des coûts moyens de 150 %, 95 %, 29 % et 9 % supérieurs à ceux de la catégorie de référence (intercept) que constitue la SWDE 50⁽³⁹⁾. Par contre, la SWDE 80, l'IDEML et la Régie ne s'en écartent pas significativement. Ces résultats sont largement en contraste avec ceux, purement descriptifs, reportés au Tableau V. L'effet du "toutes autres choses étant égales" est saisissant, en particulier pour l'IBDE⁽⁴⁰⁾. Nous reviendrons sur l'interprétation de ces résultats.

Tableau V

Société	moyenne de CMd
SWDE 50	16.67
SWDE 60	17.95
SWDE 80	19.51
AIEBC	42.95
CILE	16.41
IBDE	14.71
IDEML	18.96
REGIE	22.24

Finalement, on observera la bonne tenue des tests de spécification reportés au Tableau III⁽⁴¹⁾.

⁽³⁷⁾ On raisonne bien entendu toutes autres choses étant égales.

⁽³⁸⁾ Dans une première phase, nous avons introduit ces deux variables séparément (en termes de niveau). Leurs coefficients prenant des signes opposés (positif pour la superficie et négatif pour le nombre de communes), nous avons reformulé la fonction en introduisant à leur place les variables **Sup/com** et **Nb_com**.

⁽³⁹⁾ Ces taux d'accroissement sont égaux à l'exponentielle du paramètre estimés des binaires moins un.

⁽⁴⁰⁾ Cette société est "pénalisée" par l'analyse multivariée car elle opère dans un environnement jugé très favorable par la fonction estimée : les variables consommation moyenne par abonné, taux de rendement du réseau, taux de couverture et nombre d'abonnés par kilomètre de réseau présentent toutes des valeurs parmi les plus élevées de l'échantillon. De même, la variable superficie par communes est l'une des plus faibles.

⁽⁴¹⁾ Les statistiques de test reportées correspondent, pour le test de la forme fonctionnelle, à la version "multiplicateur de Lagrange" du RESET-test de RAMSEY (1969), pour le test de normalité, à la "version multiplicateur de Lagrange" du test de JARQUE-BERA (1980) et, pour le test d'homoscédasticité au test de BREUSCH-PAGAN (1979). Tant dans le premier que le dernier cas, la variable testée est y_i^2 estimé.

2. Le modèle incorporant **Tx_prop** et **Cap_ext** (modèle II)

La colinéarité entre, d'une part, **D_aiebc** et **D_regie**, et d'autre part, **Tx_prop** et **Cap_ext** étant très élevée, on pouvait s'attendre à ce que les résultats obtenus des modèles I et II ne diffèrent pas fondamentalement. C'est bien ce que nous avons constaté : la corrélation entre les valeurs de coût prédites par leur version réduite respective atteint en effet 0.9995.

Etant donné cette très forte similarité, nous n'avons reproduit ci-dessous (Tableaux VI et VII) que les résultats afférents à l'estimation du modèle restreint. On notera d'emblée que, tout comme d'ailleurs **D_regie** précédemment, **Cap_ext** s'est finalement avéré non significatif. De même, **PMa** n'est retenu que par l'estimateur MCG.

Tableau VI : Modèle restreint II, estimation MCG

Modèle restreint II			
Df : 110			
R ² : 0.9943 **			
Variable	Coefficient	Stat.	Prob.
intercept	-5.7719	-1.9839	0.0498
M3a/Abo*	5.7676	4.8910	0.0000
(M3a/Abo*) ²	-0.6535	-5.3944	0.0000
(Ind_org) ²	-0.0166	-11.3090	0.0000
Abo/Km*	-0.0904	-3.2635	0.0015
Tx_rend*	-0.7099	-5.0974	0.0000
Tx_prop	-0.0092	-24.2260	0.0000
D_ibde	0.6646	6.7057	0.0000
D_cile	0.2074	3.9551	0.0001
D_sw60	0.0912	2.3006	0.0233
D_1991	0.0881	7.0954	0.0000
Sup/com*	0.1289	5.1330	0.0000
PMa*	0.1522	2.4224	0.0171
Forme fonctionnelle, χ^2 (1)		0.0719	0.7886
Normalité, χ^2 (2)		1.2640	0.5315
Homoscédasticité, χ^2 (1)		2.3085	0.1287

(*) Logarithme naturel de la variable

(**) Même remarque que précédemment

Tableau VII : Modèle restreint II , estimation de $\ln (s_i^2)$

Variable	Coefficient	Stat.	Prob.
intercept	-3.5909	-22.5251	0.0000
(Ind_org) ²	-0.1304	-5.5273	0.0000
D_aiebc	-1.4122	-4.2823	0.0000
D_ibde	-4.7477	-4.6885	0.0000
D_cile	-1.7637	-2.4334	0.0150
D_sw80	-1.3264	-3.0277	0.0025

Au sein des deux groupes de variables colinéaires mentionnées ci-dessus, c'est surtout (mais pas seulement) le lien entre **D_aiebc** et **Tx_prop** qui posait problème. Leur corrélation est en effet de -0.9996. En fait, seules quatre observations différencient ces deux variables⁽⁴²⁾. On ne sera dès lors pas étonné de constater que les résultats exhibés par les Tableaux VI et VII sont quasiment identiques à ceux du modèle I : si on tient compte des différences d'unités de mesure des variables **D_aiebc** et **Tx_prop**⁽⁴³⁾, le parallélisme est total.

Ainsi, bien davantage que la valeur des paramètres estimés ou le bon ajustement du modèle, c'est la signification même de la relation qui les particularise. Ceci nous amène tout naturellement à la discussion du choix entre les deux modèles.

3. Le choix entre les modèles (restreints) I et II

Nous l'avons dit, l'issue du choix entre les deux formulations rivales que constituent les modèles I et II est lourde de sens : il s'agit d'attribuer ou non au mode de propriété du réseau de distribution un rôle de déterminant des coûts. Plus précisément, étant donné le lien étroit entre **D_aiebc** et **Tx_prop** mentionné ci-dessus, il s'agit de voir si les coûts moyens énormes (quelque 150 % de plus que la SWDE 50, Cfr. supra) présenté par l'AIEBC peuvent être conféré au fait qu'elle n'est propriétaire d'aucun des réseaux qu'elle dessert.

Le Tableau VIII reporte le résultat des tests de COX réalisés pour le vérifier.

Tableau VIII : Tests non-empoîtes des modèles restreints I et II

Test	Stat.	Prob.
H0 = modèle I contre H1 = modèle II	0.147	0.558
H0 = modèle II contre H1 = modèle I	-1.142	0.127

⁽⁴²⁾ Il s'agit des observations de la CILE. Le taux de propriété du réseau est de nul pour AIEBC, compris (selon les années) entre 89 % et 98 % à la CILE, et égal à 100 % dans toutes les autres sociétés.

⁽⁴³⁾ Si on excepte les observations de la CILE, $Tx_prop = (1 - D_aiebc) \times 100$. Le paramètre de **Tx_prop** est donc "équivalent" à l'opposé du paramètre de **D_aiebc** divisé par 100.

Ce tableau s'interprète de la façon suivante. Pour des raisons de symétrie⁽⁴⁴⁾, à chaque type d'estimation est associé deux tests, l'un prenant comme référence (l'hypothèse nulle : H0) le modèle I, l'autre le modèle II. Dans chacun de ces tests, une valeur négative de la statistique indique un rejet de H0 au profit de H1⁽⁴⁵⁾ tandis qu'une valeur positive indique une préférence pour H0 lorsque l'alternative considérée est H1.

Cela étant, les résultats que l'on obtient sont, comme on pouvait s'y attendre⁽⁴⁶⁾, ambigus. Aucun des deux modèles ne s'impose en effet clairement. Cependant, au vu des valeurs prises par les statistiques de tests, le modèle I semble préférable au modèle II. Ainsi, l'explication des coûts élevés de l'AIEBC par le mode de propriété du réseau apparaît comme statistiquement peu vraisemblable.

Au-delà du cas d'espèce qu'il présente, ce résultat est intéressant car il illustre fort bien, par la négative, les problèmes rencontrés lorsqu'il s'agit d'interpréter des coefficients associés à des variables binaires. Si, comme c'est ici le cas pour les variables binaires autres que **D_aiebc**, on ne possède aucune information complémentaire qui leur soit imparfaitement corrélée, il est impossible de déterminer, parmi les causes potentielles des différences que la significativité de ces variables démontrent, lesquelles sont effectivement à la source de ces différences. Ainsi par exemple pour l'IBDE, il est impossible de déterminer si les coûts élevés que présente cette intercommunale sont dus aux contraintes particulières qu'imposent l'exploitation du réseau d'une grande agglomération comme Bruxelles⁽⁴⁷⁾, aux pratiques d'enregistrements comptables qui y sont pratiquées⁽⁴⁸⁾, aux modalités de fonctionnement impliquées par son statut d'intercommunale⁽⁴⁹⁾, à la qualité des services rendus ou encore à la "qualité de la gestion" qui y est menée⁽⁵⁰⁾. Tout ce que l'on peut dire avec certitude, c'est qu'étant donné les variables "neutralisées", des différences statistiquement significatives subsistent. Le même raisonnement vaut bien entendu pour les autres sociétés.

Conclusion

Dans ce papier, nous nous sommes efforcés d'évaluer les déterminants majeurs des coûts de distribution d'eau des principaux organismes déployant leur activité sur le territoire des régions wallonne et bruxelloise. Etant donné notre choix d'estimer une fonction de coût spécifiée non à partir d'a priori théorique mais sur base d'une approche pragmatique, nous nous sommes soumis à une méthodologie stricte, fondée notamment sur un recours extensif à des tests de spécification.

⁽⁴⁴⁾ Le test de COX est un test unilatéral.

⁽⁴⁵⁾ Si, bien entendu, cette valeur est statistiquement significative (Prob. ≤ 0.05).

⁽⁴⁶⁾ Rappelons que seules quatre observations différentient **D_aiebc** de **TX_prop**.

⁽⁴⁷⁾ On pense aux fréquentes ruptures de conduites induites par la circulation intensive. Rappelons que la SWDE opère essentiellement en zone rurale.

⁽⁴⁸⁾ On pense ici à la plus ou moins grande propension de la société à immobiliser (passer à l'actif du bilan et comptabiliser ensuite les charges sous forme d'amortissement) les interventions sur son réseau.

⁽⁴⁹⁾ Le lecteur aura sans doute remarqué que les trois sociétés affichant les coûts les plus élevés sont toutes trois des intercommunales.

⁽⁵⁰⁾ Toutes sont des interprétations a priori plausibles, mais quantitativement indémonstrables sur base des données dont nous disposons.

D'un point de vue purement statistique, les résultats dégagés sont exemplaires : R^2 élevé, très forte significativité des variables retenues et absence (au moins apparente) d'anomalies de spécification. Ils apportent par ailleurs des indications économiquement intéressantes, en particulier dans la perspective des restructurations en cours dans le secteur :

- influence non significative du nombre d'abonnés, ce qui jette de sérieux doutes quant aux possibilités de réalisation d'économies d'échelle dans ce secteur;
- possibilités par contre d'économies de densité (une augmentation du nombre d'abonnés par kilomètre de réseau réduit le coût moyen de la distribution);
- le coût moyen de la distribution a tendance à diminuer quand la consommation moyenne par abonné augmente;
- le coût moyen de la distribution a tendance à augmenter en fonction de l'étendue des territoires desservis (zone rurale);
- le prix moyen d'achat des volumes d'eau injectés dans le réseau a également un effet défavorable sur le coût moyen de la distribution;
- le mode de propriété du réseau ne semble pas être un facteur explicatif crédible du coût moyen de la distribution.

En ce qui concerne les coûts relatifs des divers organismes distributeurs considérés, nous observons que, "toutes autres choses étant égales", l'AIEBC, l'IBDE et dans une moindre mesure la CILE présentent des coûts moyens plus élevés que la SWDE. Traduites en termes de formes institutionnelles, ces disparités suggèrent une moins grande efficacité des intercommunales. On se méfiera cependant de toutes interprétations hâtives, et ce d'autant plus que nous n'avons guère d'explications convaincantes à ces observations. Ainsi, il est impossible de déterminer si les coûts élevés que présentent ces intercommunales sont dus aux contraintes particulières qu'imposent l'exploitation de leur réseau, aux pratiques d'enregistrements comptables qui y sont adoptées, aux modalités particulières de fonctionnement impliquées par leur statut d'intercommunale, à la qualité du service rendu ou encore à la "qualité de la gestion" qui y est menée.

Enfin, de façon plus générale, l'ensemble des résultats obtenus suggère que la politique de remembrement des réseaux actuellement en cours devrait être bénéfique pour la collectivité.

Bibliographie

- BREUSCH T.S. et PAGAN A.R. (1979), "A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation", *Econometrica*, vol. 47, n° 5, p. 591-605.
- BREUSCH T.S. et PAGAN A.R. (1980), "The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics", *Review of Economic Studies*, n° 47, p. 239-253.
- CHOW G.C. (1960), "Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions", *Econometrica*, vol. 28, n° 6, p. 591-605.
- COX D.R. (1961), "Tests of separate families of hypotheses", dans *Proceedings of the Fourth Berkeley Symposium in Mathematical Statistics and Probability*, vol. 1, p. 105-123, édité par NEYMAN J., University of California Press, Berkeley.
- C.R.A.N.T. (1987) : Paulis J.M., Stanitz O., Coussement C., "Collationnement et traitement complémentaire des données économiques, techniques et juridiques des sociétés de distribution d'eau wallonnes, calculs et analyse des prix de revient", Rapport final, Charleroi.

- DROUET D. (1987), "L'industrie de l'eau dans le monde", Presses de l'Ecole Nationale des Ponts et Chaussées, Paris.
- EUROSTAF (1990), "La distribution de l'eau en Europe", Collection analyse de secteurs, Paris.
- EVRARD O. (1993), "Le secteur de la distribution de l'eau en Belgique", Working Paper 93 / 11, CIRIEC, Liège.
- FOMBY T.B., CARTER H.R. et JOHNSON S.R. (1984), "Advanced econometric methods", Editions Springer-Verlag, New-york.
- GATHON H.J. (1987), "La distribution de l'eau en Belgique: prix, coûts et efficacité", Working Paper 87 / 10, CIRIEC, Liège.
- GODFREY L.G. et PESARAN M.H. (1983), "Tests of non-nested regression models, small sample adjustments and Monte Carlo evidence", Journal of Econometrics, n° 21, p. 133-154.
- GOLDFELD S.M. et QUANDT R.E. (1965), "Some tests for homoscedasticity", Journal of the American Statistical Association, n° 60, p. 539-547.
- HARVEY A.C. (1976), "Estimating regression models with multiplicative heteroscedasticity", Econometrica, vol. 44, n° 3, p. 461-465.
- HARVEY A.C. et COLLIER P. (1977), "Testing for functional misspecification in regression analysis", Journal of Econometrics, n° 6, p. 103-119.
- HARVEY A.C. (1990), "The econometric analysis of time series", Editions Philip Allan, Londres.
- HSIAO C. (1985), "Benefits and limitations of panel data", Econometric Reviews, n° 4, p. 121-174.
- ISTASSE J.F. (1992), "La S.W.D.E. : missions, organisation et fonctionnement", Document S.W.D.E, Verviers.
- ISTASSE J.F. (1992), "La S.W.D.E. : Une entreprise publique en mutation", Document S.W.D.E, Verviers.
- JARQUE C.M. et BERA A.K. (1980), "Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals", Economics Letters, n°6, p. 255-259.
- MANEGLIER H. (1991), "Histoire de l'eau", Editions François Bourin, Paris.
- MIZON G.E. et RICHARD J-F. (1986), "The encompassing principle and its application to testing non-nested hypotheses", Econometrica, vol. 54, n° 3, p. 657-678.
- O.C.D.E. (1989), "Gestion des ressources en eau", Paris.
- PESARAN M.H. (1974), "On the general problem of model selection", Review of Economic Studies, n° 41, p. 153-171.
- RAMSEY J.B. (1969), "Tests for specification errors in classical linear least-squares regression analysis", Journal of the Royal Statistical Society, serie B, n° 2, p. 350-371.
- RAMSEY J.B. et SCHMIDT P. (1976), "Some further results on the use of OLS and BLUS residuals in specification error tests", Journal of the American Statistical Association, n° 71, p. 389-390.
- S.W.D.E. (1991), "De la S.N.D.E. à la S.W.D.E., 1913-1991", Document S.W.D.E, Verviers.
- THEIL H. (1971), "Principles of econometrics", Editions John Wiley and Sons, Amsterdam.
- TIMSIT G. (1987), "Les entreprises du secteur public dans les pays de la Communauté Européenne", Editions Bruylant, Bruxelles.
- VAN DAELE G. (1984), "Les intercommunales en Belgique", Bulletin trimestriel du Crédit Communal de Belgique, Bruxelles.