

41.1  
6  
884

# **Les déterminants de la demande résidentielle d'eau au Canada : Une analyse transversale**

**Rapport de recherche de Yannick Vennes  
VENY 07047601**

**présenté à  
François Vaillancourt  
William McCausland**

Centre de Documentación  
Fili. de ciencias Económicas  
Universidad de Montreal  
C. P. 6123, Succ. "A"  
Montréal, Q. B. Canada, H3C 3J7

**Rapport de recherche – ECN 6008  
Université de Montréal, Faculté des arts et des sciences  
Département des sciences économiques  
Montréal, le 17 juin 2002**



# Table des matières

Table des matières.....	i
Liste des tableaux.....	ii
Liste des figures.....	iii
1. Introduction.....	1
2. Revue de la littérature.....	3
2.1. Introduction.....	3
2.2. Rappels sur la tarification linéaire et non-linéaire.....	3
2.3. Revue des écrits.....	8
2.4. Conclusion sur les modèles utilisés par les auteurs.....	20
3. Modèles économétriques.....	22
4. Description des données.....	25
4.1. Les consommations.....	25
4.2. Les structures tarifaires utilisées.....	28
4.3. Les données de ménages.....	31
4.4. Les données climatiques.....	33
4.5. Le traitement des données.....	34
5. Analyses de régression et interprétation des résultats.....	36
6. Conclusion.....	40
Annexe : Le modèle de sélection et l'inverse du ratio de Mills.....	41
A.1. Le modèle de sélection en deux étapes de Heckman (1976).....	41
A.2. La dérivation de l'inverse du ratio de Mills.....	42
Bibliographie.....	45

## Liste des tableaux

Tableau 1 – Caractéristiques et résultats généraux des articles recensés.....	7
Tableau 2 – Autres articles.....	8
Tableau 3 – Sommaire des consommations résidentielles d'eau, 1996.....	26
Tableau 4 – Distribution des consommations annuelles par ménage, 1996.....	26
Tableau 5 – Les 20 plus grandes villes canadiennes, 1996.....	28
Tableau 6 – Caractéristiques des modes de tarification utilisés, 1996 .....	30
Tableau 7 – Revenu moyen et taille du ménage, 1996.....	31
Tableau 8 – Revenu moyen du ménage, provinces et territoires, 1996 .....	33
Tableau 9 – Résultats de régression.....	36

## Liste des figures

**Figure 1: Distribution et distribution cumulative de la consommation des ménages, 1996. 27**

**Figure 2: Distribution et distribution cumulative du revenu moyen du ménage, 1996..... 32**

## 1. Introduction

L'objet de ce rapport de recherche est d'approfondir la littérature existante sur les déterminants de la demande résidentielle d'eau. Au Canada, cette littérature est quasi-inexistante.

Malgré ce peu d'intérêt apparent des économistes envers l'eau, l'analyse des déterminants de la demande d'eau est d'importance. D'un point de vue académique, un enjeu important du débat est de tenir en compte les non-linéarités de la contrainte budgétaire dans le modèle économétrique, dues au caractère non-linéaire de la structure tarifaire. Du point de vue des finances publiques des municipalités, largement responsables, au Canada, de la distribution de l'eau, la planification des développements des réseaux de distribution d'eau et la gestion de la demande par les administrateurs de ces réseaux peuvent être grandement facilitées par une analyse économique solide.

Sur la base de données d'Environnement Canada et de Statistiques Canada, nous estimons, dans ce rapport, six modèles de demande inspirés de la revue de la littérature. Ces modèles de demande font intervenir le prix de l'eau, le revenu et la taille du ménage, les précipitations et la température. De plus, nous corrigeons un biais de sélection présent dans la décision d'une municipalité de tarifier l'eau qu'elle distribue à ses résidents, en reprenant la procédure en deux étapes suggérée par Heckman (1976).

Ces six modèles prennent trois formes fonctionnelles différentes. Nous présentons ici les équations qui sont estimées dans ce rapport.

### Modèles linéaires :

$$\text{Modèle 1.1 : } Q = \beta_0 + \beta_1 P + \beta_2 Y + \beta_3 T + \beta_4 R + \beta_5 W + \varepsilon$$

$$\text{Modèle 1.2 : } Q = \beta_0 + \beta_1 P + \beta_2 Y + \beta_3 T + \beta_4 R + \beta_5 W + \beta_6 IMR + \varepsilon$$

### Modèles log-linéaires (ou exponentiels) :

$$\text{Modèle 2.1 : } \ln Q = \beta_0 + \beta_1 P + \beta_2 Y + \beta_3 T + \beta_4 R + \beta_5 W + \varepsilon$$

$$\text{Modèle 2.2 : } \ln Q = \beta_0 + \beta_1 P + \beta_2 Y + \beta_3 T + \beta_4 R + \beta_5 W + \beta_6 IMR + \varepsilon$$

Modèles log-log (ou Cobb-Douglas) :

$$\text{Modèle 3.1 : } \ln Q = \beta_0 + \beta_1 \ln P + \beta_2 \ln Y + \beta_3 \ln T + \beta_4 \ln R + \beta_5 \ln W + \varepsilon$$

$$\text{Modèle 3.2 : } \ln Q = \beta_0 + \beta_1 \ln P + \beta_2 \ln Y + \beta_3 \ln T + \beta_4 \ln R + \beta_5 \ln W + \beta_6 \text{IMR} + \varepsilon$$

où  $Q$  est la quantité moyenne d'eau consommée en 1996 par ménage dans une municipalité (en mètres cube par ménage),  $P$  est le prix marginal du dernier mètre cube d'eau consommé (en dollar de 1996 par mètre cube d'eau),  $Y$  est le revenu moyen du ménage (en milliers de dollars de 1996),  $T$  est la taille du ménage (le nombre d'individus dans le ménage),  $R$  est la quantité annuelle de précipitations locales (en mètres d'eau-équivalent),  $W$  représente la température locale de la municipalité (en milliers de degrés-jour) et  $\text{IMR}$  est l'inverse du ratio de Mills visant à corriger un biais de sélection potentiellement présent dans la décision d'une municipalité de facturer un prix marginal non-nul aux consommateurs qu'elle dessert. Enfin,  $\varepsilon$  est un terme d'erreur de loi normale, d'espérance nulle et de variance  $\sigma^2$ .  $\rightarrow \varepsilon, \chi$

Les résultats des régressions apparaissent au tableau 9, à la page 36 de ce rapport. Nos analyses montrent que la quantité annuelle d'eau consommée par ménage est sensible au prix marginal de l'eau, avec des élasticité-prix variant entre  $-0,211$  et  $-0,154$ .

Il importe de souligner, finalement, que l'objet de ce rapport n'est pas d'analyser l'offre d'eau des municipalités canadiennes. Ainsi, nous ne savons pas si les prix chargés par les municipalités aux consommateurs reflètent bien leurs coûts de production propres.

Ce rapport est en quatre sections. Tout d'abord, dans la section 2, nous allons effectuer une recension des écrits sur la demande résidentielle d'eau et des modèles économétriques utilisés par ces auteurs. La section 3 discutera de la modélisation que nous utiliserons dans cette recherche sur la demande résidentielle d'eau au Canada. Dans la section 4, nous décrirons les données utilisées. Finalement, la section 5 portera sur l'étude empirique et l'analyse des résultats obtenus.

## 2. Revue de la littérature

### 2.1. Introduction

La présente section de ce rapport a pour objet de faire un survol sommaire des variables utilisées par les auteurs, ainsi que des principaux résultats obtenus en ce qui a trait aux déterminants de la demande résidentielle d'eau. Les tableaux 1 et 2 rassemblent les principales caractéristiques et conclusions des articles recensés. Nous commençons par donner un aperçu de la théorie économique de base en organisation industrielle portant sur la tarification non-linéaire. Puis, nous présentons les écrits recensés sur la question à l'étude. Finalement, nous terminons par une synthèse de ces écrits quant aux variables à inclure dans le modèle de demande et sur la spécification économétrique du modèle.

### 2.2. Rappels sur la tarification linéaire et non-linéaire

La distribution d'eau en milieu urbain au Canada est assurée par des réseaux de conduites qui, en général, présentent des rendements d'échelle importants. Pour les municipalités, qui assument la responsabilité de la distribution d'eau au Canada, le monopole territorial de distribution s'impose donc comme modèle d'organisation. Dans la perspective de maximiser le bien-être social, la municipalité peut, pour déterminer ses tarifs, procéder de différentes façons, que nous présentons plus bas. Avant de ce faire, nous croyons nécessaires de faire un bref rappel sur la théorie micro-économique de base dans le cadre d'un marché concurrentiel parfait.

#### 2.2.1. La tarification linéaire

Pour un grand nombre de biens disponibles dans l'économie, la tarification prend une forme *linéaire*, c'est-à-dire que la dépense du consommateur par unité de bien achetée est toujours la même et est égale au prix du bien. La dépense totale est alors proportionnelle au nombre d'unités achetées :  $E(Q) = pQ$ , où  $p$  est le prix du bien et  $Q$  est la quantité achetée.

Dans un marché concurrentiel parfait, caractérisé, notamment, par l'absence de rendements d'échelle et où aucun des nombreux acheteurs et vendeurs n'a d'influence sur le prix, le prix du bien serait égal au coût marginal de production d'une unité du bien transigé. Par ailleurs, la quantité transigée à ce prix d'équilibre serait la quantité qui maximise le profit de la firme, l'utilité du

consommateur et le surplus social<sup>1</sup>.

Il importe de souligner que, dans l'industrie de la distribution d'eau, caractérisée par des coûts fixes très importants et des rendements d'échelle croissants, une tarification linéaire au coût marginal résulterait fort probablement en un revenu insuffisant pour couvrir les coûts fixes. Dans un autre ordre d'idées, une firme en situation de monopole aurait avantage à augmenter son prix jusqu'à ce que le revenu marginal soit égal à son coût marginal afin de maximiser le profit économique et la quantité d'équilibre serait sous-optimale d'un point de vue parétien<sup>2</sup>.

Une tarification optimale du point de vue du bien-être social visera à ce que le revenu du monopole soit suffisant pour lui permettre de couvrir ses coûts fixes, tout en s'assurant que le monopoleur ne tente pas de dégager une rente de monopole. Dans la sous-section suivante, nous donnons un aperçu des différentes approches de tarification optimale du point de vue du bien-être social.

### **2.2.2. La tarification optimale et la tarification non-linéaire**

La tarification optimale du point de vue du bien-être peut suivre différentes approches<sup>3</sup>. Tout d'abord, dans la mesure où la municipalité dessert plusieurs types de consommateurs différents (résidentiels, commerciaux, institutionnels et industriels), celle-ci peut être considérée comme un monopole multi-produits. Dans ce cas, la tarification optimale (de second ordre) peut prendre la forme d'une tarification de Ramsey (sous des contraintes de profit non-négatif et d'auto-sélection). Les prix de Ramsey sont inversement proportionnels à l'élasticité de la demande de chacun de ces groupes de consommateurs pour le produit vendu.

Par ailleurs, dans la mesure où la demande pour l'eau a des caractéristiques saisonnières et que la municipalité ne possède pas l'information nécessaire pour discriminer, celle-ci peut adopter une tarification de congestion ou de pointe (*peak-load pricing*) par lequel le prix de l'eau varie d'une période à l'autre. Par exemple, le prix hors-pointe se rapprocherait du coût marginal de court terme d'une unité d'eau et le prix en période de pointe refléterait le coût marginal d'accroître la

---

<sup>1</sup> Pour une discussion plus approfondie sur la théorie microéconomique de base, l'auteur réfère aux ouvrages de base en la matière dont, notamment, Varian (1995), chapitre 13.

<sup>2</sup> Voir Varian (1995), chapitre 14.

<sup>3</sup> Les approches présentées ci-dessous ne sont pas exclusives les unes des autres. L'auteur réfère les lecteurs aux ouvrages d'organisation industrielle pour une discussion plus complète.

capacité de production et de distribution d'eau (coût marginal de long terme<sup>4</sup>).

Finalement, la municipalité peut adopter une tarification non-linéaire, par laquelle la municipalité peut adopter différents prix pour différentes quantités du produit vendu. Par exemple, la municipalité peut mettre en place un tarif binome (*two-part tariff*), constitué d'un frais d'abonnement et d'un prix unitaire, où le frais d'abonnement se rapprocherait du coût fixe total divisé par le nombre de consommateurs et le prix unitaire refléterait le coût marginal<sup>5</sup>. Dans un tel scénario, la quantité consommée sera celle qui maximise le bien-être économique. La dépense du consommateur pour le produit est donc déterminée par la formule  $E(Q) = A + pQ$  où  $A$  est le frais d'abonnement,  $p$  est le prix du produit et  $Q$  est la quantité consommée.

Cette forme de tarification peut être généralisée en une tarification multinome (*multi-part tariff*), constituée d'un frais d'abonnement et de plusieurs prix qui varient selon les blocs de consommation<sup>6,7</sup>. Dans ce cas, la dépense du consommateur pour le produit sera donné par:

$$E(Q) = \begin{cases} A + p_1 Q & \text{si } Q \leq Q_1 \\ A + p_1 Q_1 + p_2 (Q - Q_1) & \text{si } Q > Q_1 \end{cases}$$

où  $A$  est le frais d'abonnement,  $p_1$  et  $p_2$  sont les prix des blocs de consommation et  $Q_1$  est un seuil de consommation (cas d'un tarif trinome)<sup>8</sup>.

Toutes ces formes de tarification et des variantes de celles-ci sont utilisées par les municipalités canadiennes dans la tarification de l'eau sur leur territoire. La section 4.2 de ce rapport présente

<sup>4</sup> Voir Phillips (1993), chapitre 16, pour une analyse qualitative des enjeux liés aux coûts et à la réglementation des distributeurs d'eau aux États-Unis. Selon cet auteur, les coûts marginaux de long terme d'un distributeur d'eau seraient croissants notamment en raison d'exigences réglementaires toujours plus élevées en matière environnementale et de santé publique.

<sup>5</sup> Coase (1946) montre qu'un tel tarif binome est, du point de vue du bien-être social, préférable aux prix de Ramsey, dans la mesure où le frais d'abonnement reste inférieur ou égal au surplus du consommateur ayant la demande la plus faible (pour éviter les arbitrages) et où la demande pour la partie "abonnement" du tarif est inélastique.

<sup>6</sup> Panzar (1977) et Willig (1978) ont montré que si un tel tarif multinome est constitué d'un frais d'abonnement et de  $N$  prix supérieurs au coût marginal et décroissants, alors il est efficace au sens de Pareto d'ajouter un  $N+1$ <sup>ème</sup> prix supérieur ou égal au coût marginal.

<sup>7</sup> On note ici que l'on réfère à une tarification dégressive (c'est-à-dire décroissante selon les blocs de consommation). On verra plus loin que la tarification multinome peut aussi être progressive (c'est-à-dire croissante selon les blocs de consommation).

<sup>8</sup> Pour une présentation générale de la tarification non-linéaire, l'auteur réfère les lecteurs à Varian (1995) chapitre

les pratiques des municipalités canadiennes en matière de tarification.

---

14.7, pages 248-252, et à Church et Ware (2000), pages 158-159.

Tableau 1 – Caractéristiques et résultats généraux des articles recensés

Auteurs (année)/lieu	Caractéristiques de l'échantillon utilisé	Principales variables utilisées	Caractéristiques particulières du modèle	Elasticités-prix	Elasticités-revenu
Dandy et al. (1997), Adelaide, Australie	2,710 observations semestrielles, tirées d'un échantillon de 320 ménages	- Consommation à la période précédente - Valeur de la propriété - Prix marginal et <i>différence</i> (*) - Température et précipitation - Taille du ménage	- Le modèle tient compte de la consommation de base allouée	- 0,89 à - 0,29	0,28 à 0,49
Hewitt et Hanemann (1995), lieu inconnu	1,703 observations mensuelles, tirées d'un échantillon de 121 ménages	- Valeur de la propriété - Prix marginal et <i>différence</i> (*) - Précipitations - Nombre de cabinets	- Le modèle D/C tient compte d'une contrainte budgétaire linéaire par segment - Modèle à 2 erreurs	- 1,63 à - 1,57	0,15
Nieswiadomy et Cobb (1993), États-Unis	109 villes américaines	- Revenu du ménage - Prix marginal et prix moyen - Température et précipitations - Taille du ménage	- Le modèle prend en compte une possible sélectivité dans le choix de la structure tarifaire	- 0,64 à - 0,42	—
Chicoine, Deller et Ramamurthy (1986), Illinois	641 observations mensuelles, tirées d'un échantillon de 54 ménages	- Revenu du ménage - Prix marginal et <i>différence</i> (*) - Taille du ménage - Nombre de cabinets	- Modèle à équations simultanées	- 0,42 à - 0,22	0,01 à 0,14
Vaillancourt et Côté (1985), Saint-Laurent, Québec	560 ménages, consommation annuelle	- Valeur de la propriété - Taille du ménage - Nombre de pièces		—	0,00 à 0,38
Howe (1982)	21 régions américaines, consommation saisonnière	- Valeur de la propriété - Prix marginal et <i>différence</i> (*) - Précipitations	L'auteur calcule les élasticités saisonnières en effectuant des régressions séparées	- 0,568 à - 0,06	—
Billings et Agthe (1980), Tucson, Arizona	Consommation mensuelle moyenne par ménage	- Revenu moyen du ménage - Prix marginal et <i>différence</i> (*) - Précipitations		- 0,61 à - 0,27	1,68
Foster, Jr. et Beatie (1979), États-Unis	218 villes américaines	- Revenu médian - Prix moyen - Précipitations - Taille moyenne du ménage	- Le modèle prend en compte des différences régionales dans les élasticités	- 0,76 à - 0,27	0,63

(\*) La variable *différence* représente la différence entre la dépense totale payée par le consommateur et la dépense qui serait théoriquement encourue si toutes les unités de consommation avaient été facturées au prix marginal du dernier bloc de consommation atteint par le consommateur. Voir, à ce sujet, la section 2.3.1 de ce rapport.

Tableau 2 – Autres articles (\*)

Auteur (année)	Lieu étudié	Taille/nature de l'échantillon	Type d'analyse	Élasticité-prix	Élasticité-revenu
Metcalf (1926)	États-Unis	29 réseaux de distribution	Coupe transversale	- 0,65	—
Larson and Hudson, Jr. (1951)	Illinois	15 communautés	Coupe transversale	—	0,70
Larson and Hudson, Jr. (1956)	Illinois	8 communautés	Coupe transversale	—	0,55
Seidel and Baumann (1957)	États-Unis	Villes américaines (nombre inconnu)	Coupe transversale	- 0,12 à - 1,00	—
Fourt (1958)	États-Unis	34 villes américaines	Coupe transversale	- 0,39	0,28
Renshaw (1958)	États-Unis	36 réseaux de distribution	Coupe transversale	- 0,45	—
Milliman (1963)	États-Unis	Spéculation	Coupe transversale	- 0,30 à - 0,40	—
Gottlieb (1963)	Kansas	24 réseaux de distribution	Coupe transversale	- 0,66 à - 1,24	0,28 à 0,58
Wong et al. (1963)	Nord-Est de l'Illinois	Inconnu	Panel	- 0,72 à 0,01	—
Headly (1963)	San Francisco et Oakland, CA	Inconnu	Panel	—	0,00 à 0,40
Gardner et Schick (1964)	Nord de l'Utah	43 réseaux de distribution	Coupe transversale	- 0,77	—
Flack (1965)	Ouest américain	54 villes américaines	Coupe transversale	- 0,12 à - 1,00	—
Bain et al. (1966)	Californie	41 villes américaines	Coupe transversale	- 1,10	—
Howe et Linaweaver (1967)	États-Unis	21 régions américaines	Coupe transversale	- 0,21 à - 0,23	0,31 à 0,37
Conley (1967)	Sud de la Californie	24 communautés	Coupe transversale	- 1,02 à - 1,09	—
Turnovsky (1969)	Massachusetts	19 villes américaines	Coupe transversale	- 0,05 à - 0,40	—
Wong (1972)	Région de Chicago	- 103 communautés - 4 groupes de communautés selon la taille	Panel	- 0,02 à - 0,28 - 0,26 à - 0,82	0,20 à 0,26 0,48 à 1,03

\* Tableau tiré de Wong (1972).

### 2.3. Revue des écrits

La revue des écrits a pour objet de faire état des principales variables utilisées et des principaux résultats obtenus par les auteurs dans la littérature. Le tableau 1 rassemble les principales caracté-

ristiques et conclusions des études recensées. De plus, le tableau 2 est une reprise de Wong (1972), qui recense les principaux résultats d'études parues avant 1970.

### 2.3.1. Spécification de Taylor-Nordin

Taylor (1975), dans un article portant sur la demande d'électricité, fait état d'un problème majeur de spécification rendant selon lui les estimateurs biaisés et non-convergens. La pratique de la tarification dans les entreprises de services publics (particulièrement dans les secteurs de l'électricité et du gaz naturel) est alors de mettre en place une structure à taux unitaire décroissant selon le bloc de consommation (*decreasing block rate*). La structure tarifaire prend cette forme :

- Premières  $k_1$  unités (kWh ou  $\text{pi}^3$ ) ou moins:  $z$  (charge fixe)
- $k_1$  à  $k_2$  unités:  $\pi_1/\text{kwh}$  (prix *infra-marginal*)
- Plus de  $k_2$  unités:  $\pi_2/\text{kwh}$  (prix *marginal*)

Le nombre  $z$  est une charge fixe (frais d'abonnement) facturée au consommateur, sans égard à la consommation. La tarification unitaire commence à partir de la  $k_1^{\text{ème}}$  unité et  $\pi_1$  est supérieur à  $\pi_2$ .

La fonction de dépense du consommateur  $E(k)$  est donc la suivante :

$$E(k) = \begin{cases} z & \text{si } k < k_1 \\ z + \pi_1 k & \text{si } k_1 \leq k \leq k_2 \\ z + \pi_1 (k_2 - k_1) + \pi_2 (k - k_2) & \text{si } k > k_2 \end{cases}$$

Taylor est d'avis que la non-linéarité et la non-convexité de la contrainte budgétaire résultant de cette structure tarifaire ont un certain nombre de conséquences sur la maximisation de l'utilité du consommateur, dont les principales sont :

- (1) l'équilibre ne peut être dérivé analytiquement;
- (2) les fonctions de demande sont discontinues, avec des sauts aux points où la pente de la contrainte budgétaire change;
- (3) il peut y avoir plusieurs équilibres (à cause de la non-convexité de la contrainte budgétaire).

En outre, l'auteur note que, pour un consommateur consommant plus de  $k_2$  unités, un changement dans le frais d'abonnement  $z$  ou dans le prix inframarginal  $\pi_1$  n'a qu'un effet-revenu et pas d'effet de substitution. Par contre, un changement dans  $\pi_2$ , le prix marginal, a à la fois un effet de substitution et un effet-revenu pour ce consommateur. Selon l'auteur, une modélisation adéquate de la fonction de demande d'électricité doit tenir compte de l'effet-revenu induit par un changement

dans  $z$  ou dans  $\pi_1$  car, argumente-t-il, la prise en compte du seul prix marginal  $\pi_2$  dans la fonction de demande n'est pertinente que dans la mesure où l'on cherche comprendre pourquoi le consommateur a choisi la quantité consommée  $k$  à l'intérieur d'un bloc de consommation déterminé (par exemple,  $k_1 < k < k_2$  ou  $k > k_2$ ). En d'autres mots, Taylor croit que le prix marginal n'explique pas pourquoi le consommateur a choisi cette quantité  $k$  dans un bloc en particulier plutôt que dans un autre bloc de consommation<sup>9</sup>.

Afin de prendre en compte adéquatement l'effet-revenu, Taylor suggère d'inclure dans le modèle de demande à la fois le prix marginal et la dépense du consommateur pour les unités de consommation dans les blocs inframarginaux. Par exemple, pour un consommateur consommant plus de  $k_2$  unités, cette dépense serait égale à  $z + \pi_1(k_2 - k_1)$ . Comme alternative à cette dernière dépense, Taylor suggère d'inclure dans le modèle le prix moyen des unités consommées dans les blocs intramarginaux, soit :  $\bar{P} = \frac{z + \pi_1(k_2 - k_1)}{k_2}$ . Cette façon de procéder aurait, selon l'auteur, deux implications :

- (1) dans la mesure où le prix moyen et le prix marginal étaient positivement corrélés, ce que l'auteur considère être plausible, alors l'utilisation de l'un de ces prix sans l'autre dans le modèle de demande résulterait en un biais à la hausse dans l'estimation du coefficient du prix de l'électricité. Ce biais serait dû à l'omission d'une variable dans la fonction de régression;
- (2) le coefficient du prix moyen dans les blocs inframarginaux (ou le coefficient de la dépense du consommateur pour les unités de consommation inframarginales, selon l'approche utilisée) devrait être égal, en valeur absolue, au coefficient du revenu, mais de signe opposé.

Dans un commentaire sur l'article de Taylor (1975), Nordin (1976) montre que la suggestion de Taylor d'inclure dans le modèle de demande la dépense du consommateur pour les unités de consommation inframarginales conduit à des erreurs de prédiction entre ce qui devrait être consommé à la marge et ce qui est effectivement consommé. Ces erreurs de prédiction seraient dues, selon lui, au fait qu'une même dépense inframarginale  $x = \pi_1 k_1$  peut avoir des effets-revenu différents dépendamment de la valeur du prix inframarginal  $\pi_1$  et du seuil de consommation  $k_1$ . En effet, selon Nordin, un prix  $\pi_1$  plus petit associé à un seuil  $k_1$  plus grand génère un

<sup>9</sup> Hewitt et Hanemann (1995) ont développé cette idée dans leur article portant sur la consommation de l'eau. Voir, à ce sujet, la section 2.3.3 de ce rapport.

niveau d'utilité plus grand qu'un prix  $\pi_1$  plus grand associé à un seuil  $k_1$  plus petit. Partant, l'équilibre, dans le premier cas, se situerait sur une courbe d'indifférence plus élevée que dans le second cas.

Nordin (1976) propose donc une modification à l'approche de Taylor (1975). Plutôt que d'utiliser la dépense inframarginale comme déterminant de la demande, il serait préférable d'utiliser une autre variable, appelée *difference*. Cette variable calcule la différence entre la dépense réellement encourue par le consommateur pour acheter les unités inframarginales d'électricité et la dépense qu'il aurait encourue si toutes les unités de consommation avaient été facturées à un même prix marginal  $\pi_2$ .

Par exemple, supposons qu'un consommateur fait face à la structure tarifaire suivante<sup>10</sup> :

- |                           |  |
|---------------------------|--|
| - Charge fixe:            | $z$  |
| - Premières $k_1$ unités: | $\pi_1/\text{kwh}$ (prix <i>infra-marginal</i> ) |
| - Plus de $k_1$ unités:   | $\pi_2/\text{kwh}$ (prix <i>marginal</i> )       |

La fonction de dépense  $E_1(k)$  de ce consommateur associée à cette structure tarifaire est donc la suivante :

$$E_1(k) = \begin{cases} z + \pi_1 k & \text{si } k \leq k_1 \\ z + \pi_1 k_1 + \pi_2 (k - k_1) & \text{si } k > k_1 \end{cases}$$

La variable *difference* de Nordin (1976) représente la différence entre la dépense  $E_1(k)$  présentée ci-haut et une dépense théorique  $E_2(k) = z + \pi_2 k$  représentant ce que le consommateur aurait payé si chacune des  $k$  unités avaient été facturées à un même prix unique  $\pi_2$ . Pour un consommateur consommant  $k > k_1$  unités d'électricité, la variable *difference* de Nordin se calcule donc ainsi :

$$\begin{aligned} \text{difference} &= E_1(k) - E_2(k) \\ &= [z + \pi_1 k_1 + \pi_2 (k - k_1)] - [z + \pi_2 k] \\ &= k_1 (\pi_1 - \pi_2) \end{aligned}$$

<sup>10</sup> La structure tarifaire utilisée dans cet exemple tiré de Nordin (1976) est légèrement différente de celle présentée par Taylor (1975). En effet, dans la structure tarifaire de Taylor (1975), les premières  $k_1$  unités de consommation étaient tarifées à un prix marginal nul.

L'auteur est d'avis que sa proposition permet de corriger le biais de prédiction inhérent à la modélisation de Taylor (1975).

L'approche de Taylor-Nordin est largement acceptée par les auteurs ayant écrit sur le sujet de la tarification de l'eau en milieu urbain, dans le cas de la tarification dégressive<sup>11</sup>. Elle a, par la suite, été généralisée aux structures tarifaires progressives (*increasing block rate*) dans l'article de Billings et Agthe (1980), que nous résumons plus bas.

### **2.3.2. Dandy, Nguyen et Davies (1997)**

L'article de Dandy et *al.* vise à expliquer la consommation résidentielle d'eau pour la ville d'Adelaide, Australie, de 1978 à 1992. Les auteurs divisent la consommation d'eau en deux semestres (hiver et été). Un échantillon de 320 ménages a été sélectionné à partir d'une étude précédente sur le même sujet<sup>12</sup>. Au total, ces 320 ménages donnent une base de données de 2 710 observations semestrielles.

Les auteurs veulent vérifier l'impact sur la consommation de l'octroi, par la ville d'Adelaide, d'une consommation de base aux ménages résidant sur son territoire. Jusqu'en 1991, cette consommation de base était proportionnelle à la valeur foncière de la résidence. La tarification consistait en un montant forfaitaire proportionnel à la valeur foncière ainsi qu'un prix marginal de 0,80\$ par kilolitre de consommation excédentaire à la consommation de base allouée.

En 1991-1992, la ville d'Adelaide décidait de facturer aux ménages résidant sur son territoire un montant forfaitaire annuel de 116\$, plus un montant équivalent à 0,08% de la valeur foncière excédant 117 000\$. Elle donne également aux ménages le droit à une consommation de base de 136 kilolitres par année. Finalement, les ménages se voient facturés pour chaque unité de consommation excédentaire à 136 kL à un prix unitaire par kL (non fourni).

Le modèle de Dandy et *al.* est un modèle linéaire dont la variable dépendante est la quantité consommée. Les principales variables explicatives sont la valeur de la propriété, le nombre de personnes dans le ménage ainsi que la consommation de base allouée.

---

<sup>11</sup> Cependant, il ne nous a pas été possible, dans le cadre de cette étude, de voir si l'approche de Taylor-Nordin est toujours utilisée dans l'analyse de la demande d'électricité.

<sup>12</sup> Dandy, G. C., « A Study of the Factors Which Affect Residential Water Consumption in Adelaide: A Final

La valeur de la propriété est utilisée comme *proxy* pour le revenu du ménage. Les auteurs incluent dans leur modèle des variables météorologiques (température et précipitations). En effet, Adelaide étant située dans l'une des régions les plus chaudes d'Australie, la température (chaleur) est susceptible d'avoir un impact sur la consommation d'eau. Par ailleurs, les précipitations tenant lieu, pour les auteurs, de produit substitut à l'eau distribuée, substitut dont le prix est nul, une augmentation des précipitations devrait diminuer la demande résidentielle d'eau en réduisant les besoins en eau pour fins d'arrosage, notamment. L'utilisation d'une variable retardée (*lag*) vise à prendre en compte les effets dynamiques de la consommation car, pour l'auteur, certains changements de comportements ne sont pas instantanés (achats de biens durables, notamment, dont le remplacement est graduel dans le temps).

Le modèle utilisé est le suivant :

$$Q = \alpha_0 + \alpha_1 Q_{-1} + \beta_1 I + BZ + D(\delta_0 + \delta_1 Q_{-1} + \gamma_1 I + \Gamma Z + \Phi P) + u$$

où  $Q$  est la quantité consommée par ménage,  $I$  la valeur de la propriété,  $P$  le vecteur des prix (le prix marginal et la variable *difference*),  $Z$  le vecteur des autres variables (variables climatiques et socio-démographiques) et  $u$  est un terme d'erreur de loi normale. De plus, dans le but de vérifier l'impact de la consommation de base sur les coefficients des différentes variables, les auteurs incluent une variable dichotomique  $D$  prenant la valeur 1 si la quantité consommée excède consommation de base allouée et prenant la valeur 0 autrement.

Les auteurs concluent que plusieurs des variables identifiées ont un effet important sur la demande résidentielle d'eau. Le prix de la commodité semble avoir en effet relativement important sur la quantité consommée : les élasticités-prix estimées varient entre  $-0,86$  et  $-0,29$  selon la saison considérée. La valeur de la propriété a également un impact relativement important sur la consommation, avec des élasticités-revenu estimées entre  $0,28$  et  $0,49$  selon la saison.

### 2.3.3. Hewitt et Hanemann (1995)

L'objectif recherché par les auteurs est de trouver l'impact économique d'une structure tarifaire progressive ou dégressive. Selon ces auteurs, le problème auquel les économistes font face dans

---

Report », Department of Civil and Environmental Engineering, Research Report, University of Adelaide, 1987.

l'analyse économique de la tarification progressive ou dégressive est la forme spécifique que prend la contrainte budgétaire : lorsque les prix changent selon la quantité consommée, la contrainte budgétaire n'est plus linéaire. Les auteurs argumentent que le consommateur fait face à deux décisions de consommation : il doit choisir le segment de consommation de la contrainte budgétaire (choix discret ou *discrete choice*) et, sur ce segment, la quantité exacte à consommer (choix continu ou *continuous choice*). Hewitt et Hanemann (1995) sont d'avis que les modèles développés jusqu'alors ne tenaient compte, implicitement, que de la composante continue du choix de consommation et pensent que cela crée un biais d'estimation. Ils croient que les élasticités-prix estimées dans les études antérieures sont, en général, beaucoup plus faibles que ce qu'elles devraient être.

Par ailleurs, les auteurs pensent qu'il y a lieu de préciser la provenance des erreurs dans le modèle, en utilisant deux termes d'erreur qui se rapportent à deux types d'erreurs différents. Le premier terme d'erreur qu'ils considèrent concerne l'hétérogénéité des préférences individuelles, inobservables pour l'économiste. Les auteurs soulignent que, pour le consommateur, il ne s'agit pas d'une erreur puisque celui-ci connaît ses préférences individuelles. Le second terme d'erreur vise à capter ce qui n'est observable ni par l'économiste, ni par le consommateur. Cette erreur se produit *subséquentement* à l'erreur de préférence, c'est-à-dire après que le consommateur ait choisi la quantité qui maximise son utilité ; cependant, la quantité observée peut être différente de la quantité optimale. Le second terme d'erreur reflète cette différence. Leur décision d'inclure dans le modèle ce type d'erreur – appelée erreur de perception – trouve sa justification dans les travaux de Burtless et Hausman (1978) et de Pudney (1989). Finalement, à partir d'une analyse de la distribution de la variable dépendante, les auteurs choisissent une distribution conjointe log-normale pour les termes d'erreurs<sup>13</sup>.

Le modèle choisi est donc le suivant :

$$x_1 = \exp(Z\delta) \cdot p_1^\alpha \cdot y^\mu \cdot \exp(\varepsilon) \cdot \exp(\eta)$$

où  $x_1$  est la quantité consommée,  $Z$  le vecteur des variables socio-démographiques,  $p_1$  le vecteur de prix (dont la variable *difference*),  $y$  est la valeur de la propriété,  $\varepsilon$  est le terme d'erreur pour les

préférences individuelles et  $\eta$  et le terme d'erreur pour les erreurs de perception. Les symboles  $\delta$ ,  $\alpha$  et  $\mu$  représentent les paramètres du modèle à estimer.

Finalement, les données utilisées sont des données mensuelles de consommation d'un échantillon de 121 ménages suivis pendant cinq années. Hewitt et Hanemann ont cependant mis de côté toutes les observations pour les mois d'hiver car, pour les auteurs, l'utilisation de l'eau en hiver est probablement moins reliée à des facteurs économiques qu'à des facteurs biologiques (la survie). Ainsi, l'élasticité de la demande par rapport au prix ne devrait être significative qu'en été et non en hiver et, de ce point de vue, il leur apparaît acceptable de faire abstraction de la consommation d'hiver.

Les paramètres estimés du modèle sont en général significatifs. Les élasticités-prix varient entre -1,57 et -1,63 et les élasticités-revenu varient autour de 0,155. Soulignons, de plus, que l'écart-type de chacun des termes d'erreurs est significatif (à 1%) et que l'écart-type des erreurs de perception est plus faible que l'écart-type des erreurs de préférence, ce qui est conforme aux attentes des auteurs. Ceux-ci en concluent que la variance des erreurs du modèle est donc plus fortement causée par une spécification insuffisamment précise des préférences individuelles.

#### **2.3.4. Nieswiadomy et Cobb (1993)**

L'objectif des auteurs de cette étude est de modéliser ce qui apparaît comme un problème de sélectivité dans le choix de la structure tarifaire du distributeur d'eau. En effet, les auteurs perçoivent un problème d'endogénéité dans le modèle : les gestionnaires des réseaux de distribution ont des préférences quant à l'objectif de conservation de l'eau parce que, dans certaines régions, l'approvisionnement en eau peu se révéler plus problématique que dans d'autres. Le choix de la structure tarifaire peut donc servir à créer des incitatifs à l'utilisation d'eau ou à sa conservation sur le territoire desservi et cela se répercutera sur l'estimation des paramètres. Les auteurs sont d'avis que l'absence de prise en compte de cette endogénéité rend le modèle biaisé et non-convergent.

Afin de parer à ce problème, les auteurs utilisent un modèle en deux étapes : l'analyse des déterminants du choix de la structure tarifaire puis l'analyse des déterminants de la demande résiden-

---

<sup>13</sup> Hewitt et Hanemann (1995), page 185.

tielle d'eau. Les données utilisées sont des données tirées d'un échantillon de 209 distributeurs d'eau répartis sur l'ensemble des États-Unis. De ceux-ci, les auteurs font le choix de ne considérer que le choix entre une structure tarifaire progressive (*increasing block rate*) ou une structure tarifaire dégressive (*decreasing block rate*), en laissant de côté le choix d'une tarification linéaire.

En effectuant un logit sur le choix de la structure tarifaire, les auteurs concluent que deux facteurs (significatifs à un niveau de 10%) sont particulièrement importants : les précipitations et l'existence d'un programme de conservation de l'eau. Le premier facteur réduit la probabilité de choisir une structure tarifaire progressive et le deuxième l'accroît.

L'analyse des déterminants de la demande, dans le modèle de sélectivité, rend non-significatifs les paramètres reliés aux précipitations. Les seules variables importantes influençant la demande résidentielle d'eau sont le prix et la température ; les autres variables sont en général peu ou pas du tout significatives. Le revenu est significatif (à 10%) dans un seul des modèles utilisés.

Pour les auteurs, ces résultats laissent à penser qu'il existe de la sélectivité dans le choix de la structure tarifaire et que cette sélectivité rend les modèles de régression habituels biaisés et non-convergeants. Dans un modèle de sélectivité, concluent-ils, les élasticités-prix sont plus importantes pour les consommateurs faisant face à une structure tarifaire croissante (- 0,64) que pour ceux faisant face à une structure tarifaire décroissante (- 0,46), ce qui donnerait à penser que les structures tarifaires progressives favorisent davantage la conservation que les autres structures (*conservation-oriented*). Les élasticités-revenu calculées dans cet article varient entre - 0,45 et 0,64.

### **2.3.5. Chicoine, Deller et Ramamurthy (1986)**

Ces auteurs pensent que les modèles de régression linéaire pour l'analyse des déterminants de la demande résidentielle d'eau sont inappropriés du fait de la nature non-linéaire de la structure tarifaire. Pour faire face à ce problème de biais des estimateurs, un modèle à variables instrumentales est utilisé, en développant un modèle à cinq équations simultanées avec erreurs contemporaines.

Ils utilisent un échantillon de 54 ménages habitant dans des communautés rurales de l'Illinois. 641 données mensuelles ont ainsi été utilisées pour l'estimation du modèle.

Les auteurs estiment des élasticités-prix situées entre - 0,42 et - 0,22 et des élasticités-revenu

situées entre 0,01 et 0,14 respectivement. Selon eux, la raison principale de la faiblesse de ces élasticités est le peu d'importance des dépenses des ménages reliées à l'eau.

### **2.3.6. Vaillancourt et Côté (1985)**

Dans l'une des seules études réalisées au Québec, les auteurs tentent d'identifier les déterminants de la demande résidentielle d'eau pour la municipalité de Ville Saint-Laurent. Un échantillon de ménages a été tiré à partir du rôle d'évaluation de la municipalité. De même que dans l'étude de Dandy et *al.*, la municipalité octroie aux ménages une consommation de base proportionnelle à la valeur de leur propriété. Les auteurs ne considèrent pas le prix comme un facteur déterminant, dans la mesure où la plupart des ménages de l'échantillon (près de 90%) n'atteignent pas le niveau de consommation à partir duquel une tarification unitaire s'applique.

La variable dépendante est la consommation annuelle du ménage. Les variables explicatives sont la valeur de la propriété, le nombre de personnes par ménage et le nombre de pièces par logement.

Les élasticités-revenu varient entre 0,00 et 0,38.

### **2.3.7. Howe (1982)**

Cette étude est une mise à jour d'une étude précédente publiée par Howe et Linaweaver (1967) sur la demande résidentielle d'eau. Selon l'auteur, les développements dans la modélisation de la demande résidentielle apportés par Taylor (1975) et Nordin (1976) rendent cette révision nécessaire.

Les données à l'étude sont des données agrégées de 21 régions américaines desservies par un réseau de distribution d'eau et un réseau d'égouts, pour l'année 1967. Les structures tarifaires utilisées sont la tarification unitaire constante ou décroissante.

Dans Howe et Linaweaver (1967), le prix marginal était considéré comme le prix dont les consommateurs allaient tenir compte dans leur décision de consommation. Taylor a prouvé que cette approche était biaisée et une nouvelle approche fut avancée, plus tard modifiée par Nordin, qui tient compte du prix marginal et de la perte de bien-être associée à l'augmentation du prix unitaire. Howe (1982) modifie donc le modèle original en conséquence. La consommation saisonnière est utilisée comme variable dépendante. Les variables explicatives sont la valeur de la

propriété, le prix marginal et la variable *difference*. De plus, en été, une variable climatique est intégrée au modèle.

Les élasticités estimées dans la révision sont significativement plus faibles que dans l'étude originale : les élasticités-prix varient entre  $-0,57$  et  $-0,06$  selon la région et la saison, par comparaison avec des élasticités-prix antérieures variant entre  $-0,86$  et  $-0,23$ . Aucune élasticité-revenu n'est calculée dans cette révision.

### 2.3.8. Billings et Agthe (1980)

Les auteurs tentent, dans cette étude, d'élargir l'approche de Taylor-Nordin aux structures tarifaires progressives. Ils reconnaissent que cette approche aux fins de l'analyse de la demande est appropriée pour les structures tarifaires dégressives; cependant, contrairement à Taylor et Nordin, ils pensent que cette approche peut également être utilisée pour l'analyse des structures tarifaires progressives.

Billings et Agthe (1980) estiment les deux modèles de demande suivants :

Modèle linéaire :

$$Q = a_0 + a_1P + a_2D + a_3S + a_4Y + a_5W + u$$

Modèle Cobb-Douglas :

$$\ln Q = b_0 + b_1 \ln P + b_2 \ln D + b_3 \ln S + b_4 \ln Y + b_5 \ln W + u$$

où  $Q$  est la consommation mensuelle par ménage,  $P$  est le prix marginal,  $D$  est la variable *difference* de Taylor-Nordin,  $S$  est un frais d'égoût,  $Y$  est le revenu du ménage,  $W$  est la variable des précipitations et  $u$  est un terme d'erreur de loi normale. Les données utilisées sont des données d'un échantillon de ménages de la ville de Tucson, Arizona, suivis pendant près de quatre ans.

À l'estimation, les auteurs trouvent des élasticités-prix variant entre  $-0,27$  et  $-0,61$ . L'élasticité-revenu est de 1,68.

### 2.3.9. Foster, Jr. et Beattie (1979)

L'objectif de cet article est de bâtir un modèle de demande résidentielle d'eau agrégé pour

l'ensemble des États-Unis. Ce modèle prend en considération les variations climatiques entre les différentes régions des États-Unis et, argumentent-ils, les paramètres estimés peuvent ainsi être utilisés par les gestionnaires locaux pour mieux planifier la croissance de leurs réseaux de distribution.

Les données utilisées proviennent d'une étude de l'American Water Works Association, réalisée en 1960. Dans cette étude, 218 villes sont couvertes et les données sont agrégées par ville. La variable dépendante est la consommation annuelle par ménage. Les variables explicatives sont le revenu annuel médian du ménage, les précipitations durant la période de germination et de croissance de la végétation, le nombre moyen de personnes par ménage et le prix moyen. Bien que les auteurs reconnaissent que l'approche de Taylor-Nordin puisse être appropriée, ils pensent toutefois que la taille de l'échantillon et l'agrégation des données compensent pour la perte de précision des estimateurs.

De plus, les auteurs pensent que l'hypothèse de constance des élasticités est inutilement restrictive. Au contraire, des variations importantes dans l'estimation des élasticités peuvent être observées et le modèle d'analyse doit être bâti en conséquence. Des variables auxiliaires régionales sont donc incluses dans le modèle de régression afin de prendre en considération différents facteurs inobservables, tels que des facteurs politiques, sociaux et culturels, en faisant varier la constante et le coefficient du prix. Six grandes régions sont utilisées par les auteurs, dont les tracés sont tirés d'une étude antérieure sur la géographie américaine.

Le modèle utilisé est un modèle semi-logarithmique/Cobb-Douglas dont la constante et le coefficient du prix peuvent varier selon les régions par l'utilisation d'une variable auxiliaire. Aussi les élasticités peuvent-elles varier selon les régions. Le modèle est le suivant :

$$Q = \exp(\beta_0 + \sum_i \beta_{0i} V_i) \cdot \exp(\beta_p P + \sum_i \beta_{pi} V_i P) \cdot Y^{\beta_y} R^{\beta_r} N^{\beta_n} \varepsilon$$

où  $Q$  est la quantité moyenne consommée par le ménage,  $P$  est le prix moyen,  $Y$  est le revenu médian,  $R$  est la variable des précipitations,  $N$  est le nombre moyen d'individus par ménage,  $V_i$  est la variable auxiliaire sur les régions et  $\varepsilon$  est un terme d'erreur de loi normale.

Selon les régions, les élasticités-prix de la demande varient entre  $-0,27$  et  $-0,76$ . L'élasticité-

revenu est constante à 0,63.

#### **2.4. Conclusion sur les modèles utilisés par les auteurs**

Dans les écrits, un certain consensus semble émerger, entre les auteurs, sur les déterminants importants de la demande résidentielle d'eau. Les paragraphes suivants tracent le portrait de ce consensus.

Tout d'abord, les auteurs s'entendent sur l'unité individuelle de consommation : c'est le ménage qui prend les décisions de consommation et non l'individu seul. Le nombre de personnes dans le ménage est donc susceptible d'avoir un effet important sur la demande résidentielle d'eau. À défaut d'une telle variable, le nombre de pièces ou de cabinets dans le logement est susceptible d'être un *proxy* satisfaisant pour le nombre d'individus dans le ménage<sup>14</sup>. En outre, le revenu du ménage doit également être considéré. À défaut de données précises sur le revenu, on peut utiliser la valeur de la propriété comme *proxy* pour le revenu familial.

La majorité des études recensées intègrent des variables climatiques dans les modèles de demande résidentielle d'eau. En particulier, deux variables reviennent régulièrement : la température (la chaleur) et les précipitations (la pluie). Ces variables nous semblent particulièrement importantes. D'une part, pour des motifs biologiques, les individus consomment plus d'eau lorsqu'il fait chaud que lorsqu'il fait frais. Il est donc raisonnable de penser qu'il existe une relation entre la température et la demande résidentielle d'eau. D'autre part, les précipitations peuvent être considérée comme un substitut (gratuit) à l'eau distribuée par les municipalités pour certains usages domestiques comme le jardinage, le remplissage de piscines et le nettoyage extérieur. Une variable devrait donc être incluse dans le modèle pour tenir compte des précipitations<sup>15</sup>.

Ensuite, il importe de savoir quel(s) prix utiliser dans les modèles de régression. La discussion économétrique ayant eu cours depuis les articles de Taylor et Nordin rend cette question fort pertinente. Il semble y avoir consensus parmi les auteurs à l'effet que le modèle devrait utiliser à la

---

<sup>14</sup> Le nombre de pièces ou de cabinets est utilisé dans Hewitt et Haneman (1995), Chicoine, Deller et Ramamurthy (1986) et Vaillancourt et Côté (1985).

<sup>15</sup> À cet égard, Foster et Beattie (1978), page 47, notent que la quantité de précipitations importe peu lorsque la température du sol est inférieure au seuil permettant la germination et la croissance végétale pour des fins horticoles. À partir d'une étude particulière sur la question, les auteurs décident de n'inclure que la quantité de précipitations des mois dont la température moyenne du sol est supérieur à 40°F ou 60°F selon les régions.

fois le prix marginal et la variable *différence* de Taylor-Nordin<sup>16</sup>. Le modèle peut reprendre ce consensus dans sa spécification économétrique.

En dernier lieu, si les données disponibles sont des données chronologiques, la saisonnalité devrait être explicitement prise en compte dans le modèle de régression. Il faut alors s'assurer que les problèmes économétriques propres aux séries chronologiques sont bien pris en considération.

Dans un autre ordre d'idées, nous observons, dans la recension des écrits, que les modèles utilisés varient sensiblement selon le type de données disponibles. La plupart des études portent sur un échantillon de ménages d'une municipalité ou d'un distributeur donné. Ces études permettent une analyse précise du comportement des consommateurs lorsqu'ils font face à une structure tarifaire particulière, que ce soit une tarification linéaire ou non-linéaire (dégressive ou progressive).

Ce type d'analyse est moins évident lorsque les données disponibles réfèrent à un agrégat de consommateurs, comme dans Foster, Jr. et Beattie (1979) ou dans Nieswiadomy et Cobb (1993). Dans ces cas, il n'est pas possible de faire exactement le même genre d'analyse avec des données sur la consommation résidentielle provenant d'un ensemble de municipalités. Dans la section 3 suivante, nous construisons notre propre modèle, en tenant compte des données à notre disposition, qui sont présentées à la section 4.

---

<sup>16</sup> Cependant, puisque cette spécification provient d'une analyse de la demande résidentielle d'électricité, il conviendrait d'étudier plus précisément l'évolution de la théorie en ce qui a trait à la modélisation de la demande d'électricité depuis la parution des articles de Taylor et Nordin. Cette question dépasse le cadre de ce rapport.

### 3. Modèles économétriques

L'objectif de ce rapport est de mesurer l'impact de diverses variables et, en particulier, du prix sur la demande résidentielle d'eau au Canada. Pour ce faire, estimerons six modèles économétriques de trois formes fonctionnelles différentes. La spécification économétrique de ces modèles reprend plusieurs des éléments utilisés par les auteurs recensés. Dans cette section-ci du rapport, nous présentons ces six modèles et les variables utilisées dans chacun de ces modèles.

Les trois formes fonctionnelles utilisées dans ce rapport sont la forme linéaire, la forme log-linéaire (ou exponentielle) et la forme log-log (ou Cobb-Douglas). De plus, pour chacune de ces formes fonctionnelles, deux régressions seront estimées afin de vérifier la présence de sélectivité dans la décision, par une municipalité, de la mise en place d'une tarification unitaire, par opposition à un prix marginal nul. En tout, donc, six modèles de régressions seront estimés.

Dans chacun des six modèles, nous utiliserons les mêmes variables, soit le prix marginal du dernier mètre cube consommé, le revenu moyen du ménage, le nombre moyen d'individus dans le ménage, les précipitations locales et les degrés-jour locaux. Pour vérifier la présence de sélectivité, nous dériverons l'inverse du ratio de Mills, que nous intégrerons à chacune des trois régressions initiales<sup>17</sup>.

La première forme fonctionnelle est la forme linéaire, dans laquelle la variable dépendante est la quantité annuelle moyenne d'eau consommée par ménage, en mètres cubes. Cette forme fonctionnelle nous permet d'estimer l'impact en mètres cube des variables exogènes identifiées ci-haut sur la quantité annuelle consommée :

$$\text{Modèle 1.1 : } Q = \beta_0 + \beta_1 P + \beta_2 Y + \beta_3 T + \beta_4 R + \beta_5 W + \varepsilon$$

$$\text{Modèle 1.2 : } Q = \beta_0 + \beta_1 P + \beta_2 Y + \beta_3 T + \beta_4 R + \beta_5 W + \beta_6 IMR + \varepsilon$$

où  $Q$  est la quantité annuelle (en mètres cubes),  $P$  est le prix marginal (en dollar de 1996 par mètre cube),  $Y$  est le revenu moyen du ménage (en milliers de dollars de 1996),  $T$  est la taille moyenne du ménage (en nombre de personnes par ménage),  $R$  est la quantité annuelles de préci-

<sup>17</sup> Le modèle de sélection et la dérivation de l'inverse du ratio de Mills sont présentés en annexe.

pitations locales sous forme de pluie et de neige (en mètres d'eau-équivalent),  $W$  est le nombre de degrés-jour locaux (en milliers de degrés-jour),  $IMR$  est l'inverse du ratio de Mills et  $\varepsilon$  est un terme d'erreur de loi normale d'espérance nulle et de variance  $\sigma^2$ .

La deuxième forme fonctionnelle est la forme log-linéaire, dans laquelle la variable dépendante est le logarithme de la quantité annuelle moyenne d'eau consommée par ménage, avec les mêmes variables explicatives que dans la forme fonctionnelle linéaire :

$$\text{Modèle 2.1: } \ln Q = \beta_0 + \beta_1 P + \beta_2 Y + \beta_3 T + \beta_4 R + \beta_5 W + \varepsilon$$

$$\text{Modèle 2.2: } \ln Q = \beta_0 + \beta_1 P + \beta_2 Y + \beta_3 T + \beta_4 R + \beta_5 W + \beta_6 IMR + \varepsilon$$

Finalement, la troisième forme fonctionnelle est celle de Cobb-Douglas, dans laquelle la variable dépendante est le logarithme de la quantité annuelle d'eau consommée par ménage. Les variables explicatives sont les mêmes que dans les deux formes fonctionnelles précédentes, mais exprimées sous forme logarithmique, à l'exception de la variable  $IMR$  :

$$\text{Modèle 3.1: } \ln Q = \beta_0 + \beta_1 \ln P + \beta_2 \ln Y + \beta_3 \ln T + \beta_4 \ln R + \beta_5 \ln W + \varepsilon$$

$$\text{Modèle 3.2: } \ln Q = \beta_0 + \beta_1 \ln P + \beta_2 \ln Y + \beta_3 \ln T + \beta_4 \ln R + \beta_5 \ln W + \beta_6 IMR + \varepsilon$$

Le choix de ces trois formes fonctionnelles est en grande partie basé sur la revue de la littérature et sur l'analyse, dans la section précédente, des modèles utilisés par les auteurs. Cependant, au contraire de la plupart des auteurs recensés, nous n'estimerons pas l'impact sur la consommation annuelle moyenne d'eau par ménage de la variable *difference*, introduite par Taylor (1975) et Nordin (1976)<sup>18</sup> et généralisée par Billings et Agthe (1980)<sup>19</sup> car, comme nous le verrons dans la section 4.5, très peu de municipalités canadiennes utilisent, dans les faits, une tarification unitaire progressive ou dégressive selon les blocs de consommation. Cette variable n'est donc pas applicable ici.

De plus, nous faisons l'hypothèse, dans ce rapport, que la consommation d'eau est inélastique par rapport au frais d'abonnement que peut charger une municipalité pour l'accès au service d'eau et que seule la consommation d'eau à la marge est affectée par la tarification unitaire. Malgré les

<sup>18</sup> Voir section 2.3.1.

<sup>19</sup> Voir section 2.3.8.

commentaires de Taylor et Nordin, selon qui le frais d'abonnement et les prix inframarginaux ont un effet-revenu susceptible de changer rationnellement les décisions des consommateurs, nous croyons que cette hypothèse permet de ne pas complexifier outre mesure l'analyse sans perte de généralité<sup>20</sup>.

Finalement, l'ajout de la variable *IMR* dans chacune des trois formes fonctionnelles permettra de vérifier s'il existe de la sélectivité dans la décision d'une municipalité de mettre en place une tarification unitaire<sup>21</sup>. L'étude d'un modèle de sélectivité fait en quelque sorte écho à Nieswiadomy et Cobb (1993), qui concluaient à un problème de sélectivité similaire dans le choix de la structure tarifaire par les décideurs publics.

---

<sup>20</sup> En effet, une approche à la Taylor-Nordin exigerait de dériver la variable *difference*, ce qui n'est pas possible ici, eu égard aux données dont nous disposons.

<sup>21</sup> Voir section 5.2. Plus de la moitié des municipalités canadiennes ont un prix marginal nul.

## **4. Description des données**

Notre analyse portera sur des données d'Environnement Canada sur les usages et les prix de l'eau dans les municipalités canadiennes pour l'année 1996. Périodiquement, Environnement Canada consulte près de 1300 municipalités de plus de 1000 habitants afin de connaître les usages par catégorie de consommateurs (résidentiels, commerciaux, institutionnels et industriels), le mode de tarification et les prix unitaires, la provenance de l'eau distribuée (eaux souterraines ou de surface), le traitement des eaux usées ainsi qu'un grand nombre d'autres variables.

Des 1275 municipalités comprises dans la base de données, nous n'avons retenu que les municipalités de plus de 5000 habitants où l'eau est distribuée par un réseau de canalisations. Au total, notre étude portera donc sur près de 500 municipalités canadiennes, réparties dans les dix provinces et les deux territoires.

La base de données fait notamment état de la consommation agrégée des différentes catégories de consommateurs, exprimée en débit quotidien moyen, du nombre de personnes desservies par un réseau d'adduction municipal (excluant les puits artériens privés), du type de structure tarifaire utilisée, des prix unitaires par bloc de consommation, du nombre de blocs de consommation composant la structure tarifaire, du frais d'abonnement (charge fixe). Ces données seront traitées afin de les rendre utilisables pour les fins de ce rapport.

### **4.1. Les consommations**

Le tableau 3 ci-bas reprend les principales statistiques comparatives des provinces et territoires canadiens. En 1996, la consommation annuelle moyenne par ménage la plus faible se retrouve à l'Île-du-Prince-Édouard, avec 163,72 mètres cube d'eau, et la plus élevée est à Terre-Neuve, avec 619,01 mètres cube. La moyenne canadienne pondérée se situe à 298,61 mètres cube par ménage pour l'année 1996.

**Tableau 3 – Sommaire des consommations résidentielles d'eau au Canada, 1996**

Province	Consommation annuelle moyen du ménage (m <sup>3</sup> )	Nombre de ménages desservis <sup>22</sup>	Population desservie	Nombre de municipalités
Alberta	241,79	736 961	1 994 935	45
Colombie-Britannique	397,07	1 147 955	2 933 458	68
Île-du-Prince-Édouard	163,72	16 977	42 000	2
Manitoba	219,00	303 527	750 839	11
Nouveau-Brunswick	362,49	93 756	232 807	12
Nouvelle-Écosse	242,72	163 696	422 112	8
Ontario	260,88	3 157 140	8 458 981	151
Québec	333,39	2 204 827	5 297 028	167
Saskatchewan	193,56	215 306	538 758	11
Terre-Neuve	619,01	82 708	233 130	13
Territoires du N-O	171,14	6 050	18 000	1
Territoire du Yukon	318,84	7 295	19 500	1
<b>Total</b>	<b>298,61</b>	<b>8 177 968</b>	<b>21 012 520</b>	<b>490</b>

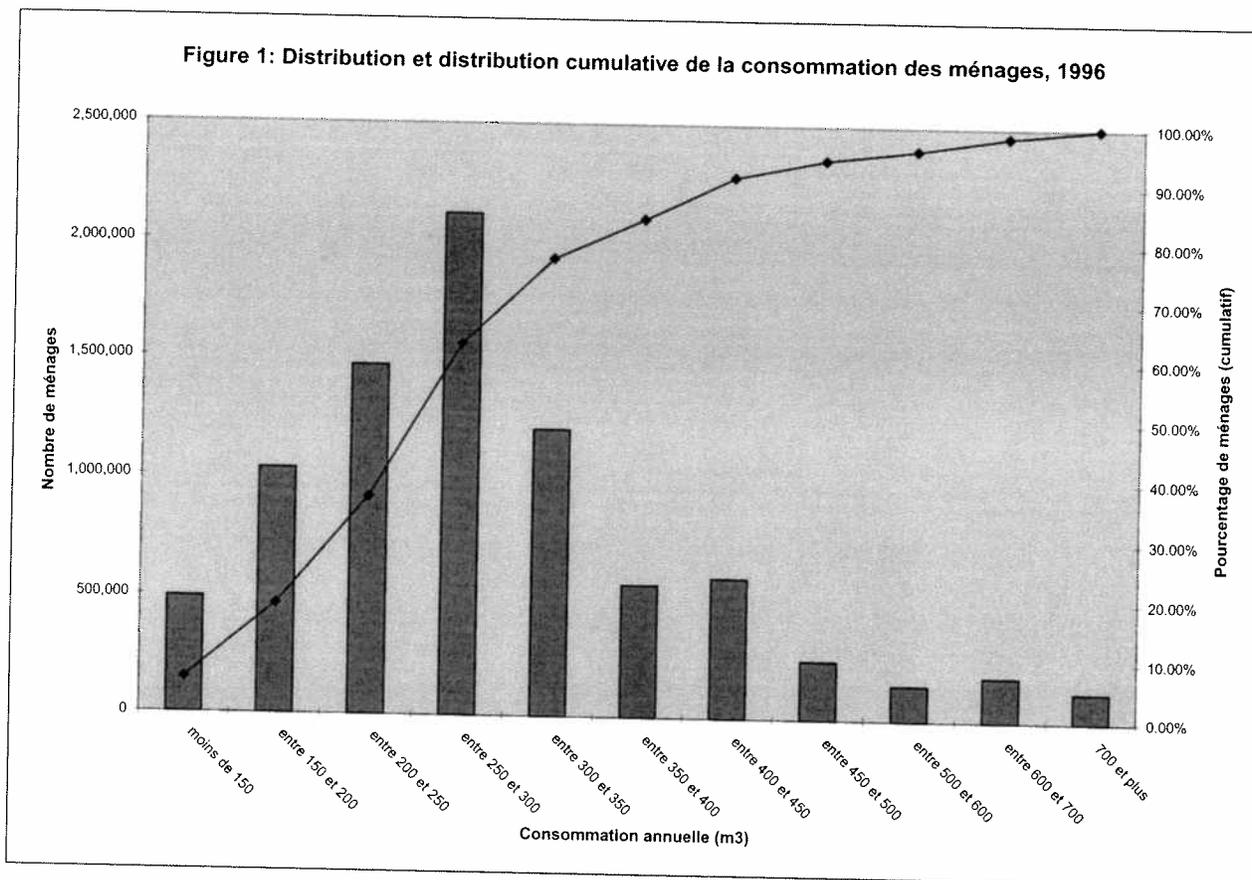
La consommation d'eau par ménage varie beaucoup d'une municipalité à l'autre. Le tableau 4 donne la distribution des consommations annuelles par ménage pour les 490 municipalités de l'échantillon. La figure 1 reprend visuellement ces statistiques.

**Tableau 4 – Distribution des consommations annuelles par ménage, 1996**

Consommation (m <sup>3</sup> )	Nombre de municipalités	Nombre de ménages desservis	Part des ménages desservis	Pourcentage cumulatif de ménages
Moins de 150	16	492 092	6,02%	6,02%
Entre 150 et 200	47	1 030 888	12,61%	18,62%
Entre 200 et 250	66	1 468 999	17,96%	36,59%
Entre 250 et 300	75	2 116 165	25,88%	62,46%
Entre 300 et 350	77	1 202 914	14,71%	77,17%
Entre 350 et 400	46	559 224	6,84%	84,01%
Entre 400 et 450	50	591 797	7,24%	91,25%
Entre 450 et 500	34	249 126	3,05%	94,29%

<sup>22</sup> Le nombre de ménages desservis est dérivé à partir de la population desservie indiquée dans la base de données et du nombre moyen d'individus dans le ménage de la ville, selon les données des ménages de Statistiques Canada.

Entre 500 et 600	27	150 658	1,84%	96,13%
Entre 600 et 700	22	189 592	2,32%	98,45%
700 et plus	30	126 513	1,55%	100,00%
<b>Total</b>	<b>490</b>	<b>8 177 968</b>	<b>100,00%</b>	<b>n/a</b>



Le tableau 4 ci-haut nous apprend qu'un peu plus de 77% des ménages canadiens, vivant dans 281 des 490 municipalités de l'échantillon, ont en moyenne consommé moins de 350 mètres cube d'eau durant l'année 1996. De plus, un peu plus d'un quart des ménages canadiens (2,12 millions de ménages sur 8,17 millions) ont consommé entre 250 et 300 mètres cube d'eau cette année-là. Ces statistiques sont cohérentes avec la consommation annuelle moyenne pondérée des ménages de 298,61 mètres cube apparaissant au tableau 3.

Le tableau 5 fait la liste des vingt plus grandes villes canadiennes. La population canadienne étant fortement urbanisée, un tel tableau peut aider à situer les lieux de grande consommation ayant un impact important sur les statistiques de consommation. À la lecture du tableau 5, on observe que

la consommation moyenne des ménages de cinq des vingt plus grandes villes canadiennes, Montréal, Toronto, Calgary, Mississauga et Laval, se situe dans l'intervalle de consommation modal, soit entre 250 et 300 mètres cube par année. Ces seules cinq municipalités rassemblent près de 17% des ménages et près de 16% de la population desservie au Canada (soit, respectivement, 1,37 million de ménages et 3,3 millions de consommateurs). Elles représentent également près de 65% des ménages de l'intervalle modal.

**Tableau 5 – Les 20 plus grandes villes canadiennes, 1996\***

Rang	Municipalité	Population desservie	Nombre de ménages desservis (estimé)	Consommation annuelle moyenne des ménages (m <sup>3</sup> )
1	Montréal	1 030 678	489 000	274,1
2	Toronto	654 000	293 857	260,0
3	Calgary	749 073	283 798	284,5
4	Winnipeg	630 000	255 150	199,1
5	Edmonton	627 604	248 030	133,2
6	Vancouver	520 000	224 387	315,7
7	North York	590 000	212 380	220,6
8	Scarborough	550 000	182 921	216,9
9	Mississauga	544 382	173 063	279,4
10	Ottawa	324 900	146 812	211,5
11	Hamilton	322 252	131 257	358,4
12	Laval	340 000	128 981	278,1
13	London	316 000	127 473	172,2
14	Etobicoke	328 800	121 566	333,0
15	Halifax (aggl.)	274 500	105 859	237,6
16	Surrey, BC	270 000	90 122	447,2
17	Québec	167 600	84 062	196,8
18	Brampton	268 251	81 464	348,2
19	Windsor, ON	197 694	80 257	147,1
20	Saskatoon	200 000	79 968	207,0
	<b>Total</b>	<b>8 905 734</b>	<b>3 540 407</b>	<b>253,0</b>

(\*) Municipalités classées selon le nombre de ménages.

#### 4.2. Les structures tarifaires utilisées

Tel qu'indiqué dans la section 2.2 de ce rapport, les municipalités peuvent utiliser différentes méthodes pour tarifier l'eau distribuée aux consommateurs sur leur territoire. Au Canada, six méthodes sont utilisées pour recouvrer des consommateurs les coûts inhérents à la distribution d'eau.

Nous passons tour à tour ces six méthodes en revue, de la plus populaire à la moins populaire<sup>23</sup>.

La méthode la plus utilisée est celle du montant forfaitaire (*flat rate*), selon laquelle la municipalité ne perçoit des consommateurs qu'un montant fixe leur donnant droit de consommer. Il s'agit en fait d'un frais d'abonnement. Dans certaines municipalités, on appelle ce montant forfaitaire une taxe d'eau. On peut argumenter qu'un tel mode de tarification ne signale pas bien aux consommateurs le coût en ressource nécessaire à leur desserte. Parmi les 490 municipalités de l'échantillon, 260 ont recours à la méthode du montant forfaitaire. Les montants forfaitaires varient entre 5,50\$ et 55,00\$ par mois, pour une moyenne de 19,63\$ par mois.

La seconde méthode la plus populaire est celle du tarif binome. Tel qu'indiqué dans la section 2.2, un tarif binome est une structure tarifaire comportant un frais d'abonnement et un prix unique par unité de consommation. 176 municipalités ont recours à ce mode de tarification. Parmi celles-ci, un peu plus d'une quinzaine n'ont pas de frais d'abonnement et seulement un prix unitaire. Le frais d'abonnement varie entre 0,00\$ et 46,21\$ par mois et le prix unitaire varie entre 0,14\$ et 2,62\$ par mètre cube d'eau consommée.

Vient ensuite la tarification multinome dégressive, qui est composée de plusieurs prix marginaux qui décroissent selon le bloc de consommation. Le nombre de blocs de consommation est en général de deux ou trois, mais certaines municipalités ont jusqu'à six blocs de consommation. Parmi les 97 municipalités ayant recours à la tarification multinome dégressive, une seule ne demande pas de frais d'abonnement. Tel qu'indiqué plus haut<sup>24</sup>, ce mode de tarification permettrait d'accroître le surplus social dans le marché de l'eau en ayant pour effet d'inciter les consommateurs à consommer davantage lorsque le réseau de distribution présente d'importantes économies d'échelle<sup>25</sup>. Le frais d'abonnement varie entre 0,00\$ et 45,23\$ par mois et les prix du premier bloc de consommation varient entre 0,17\$ et 2,43\$ par mètre cube. Les prix du dernier bloc de consommation varient entre 0,08\$ et 1,54\$ par mètre cube.

---

<sup>23</sup> La somme des fréquences de l'un ou l'autre des modes de tarification excède le nombre de municipalités dans l'échantillon. En effet, parmi les 490 municipalités retenues, 106 utilisent au moins deux structures tarifaires.

<sup>24</sup> Voir note 6, *supra*.

<sup>25</sup> Voir également Phillips (1993) page 847. Cet auteur note toutefois qu'une conséquence possible de cette façon de tarifier est un investissement excessif en capacité de distribution, rendu nécessaire en raison de l'accroissement de la demande. De plus, les coûts marginaux de long terme seraient croissants. Donc, l'augmentation de la consommation à court terme aurait un effet sur le prix unitaire moyen tant négatif (à court terme) que positif (à long terme).

La tarification multinome progressive, à l'inverse de la tarification dégressive, est composée de prix marginaux qui s'accroissent selon les blocs de consommation. Le nombre de blocs de consommation est en général de deux ou trois, mais certaines municipalités ont jusqu'à six blocs de consommation. Parmi les 37 municipalités ayant recours à la tarification multinome progressive, deux seulement n'exigent pas de frais d'abonnement. L'une des justifications économiques d'une telle structure repose sur le fait que les coûts marginaux de long terme sont fortement croissants dans l'industrie de la distribution d'eau; on doit donc inciter les consommateurs à utiliser efficacement l'eau distribuée<sup>26</sup>. Les frais d'abonnement varient entre 0,00\$ et 49,65\$ par mois et les prix du premier bloc de consommation varient entre 0,05\$ et 1,64\$ par mètre cube. Les prix du dernier bloc de consommation varient entre 0,41\$ et 2,30\$ par mètre cube.

Certaines municipalités ont recours à la taxation foncière pour charger aux consommateurs les coûts de distribution de l'eau. Les coûts de distribution sont alors intégrés aux budgets des municipalités et récupérés via les comptes de taxes envoyés aux citoyens. Tout comme dans le cas du montant forfaitaire, le signal de prix aux consommateurs est faussé : ce mode de tarification peut résulter en une impression de gratuité de la ressource et amener une consommation d'eau excessive par rapport au niveau Pareto-efficient. Parmi les municipalités de l'échantillon, 24 utilisent un tel mode de tarification.

Finalement, 7 municipalités utilisent un mode de tarification complexe. Selon notre compréhension de la classification d'Environnement Canada, la tarification complexe inclut à la fois une composante progressive et une composante dégressive selon les blocs de consommation. Le tableau 6 rassemble les principales caractéristiques des six modes de tarification présentés.

**Tableau 6 – Caractéristiques des modes de tarification utilisés, 1996**

Mode	Nombre de municipalités	Frais d'abonnement (par mois)	Prix du 1 <sup>er</sup> bloc (par m <sup>3</sup> )	Prix du dernier bloc (par m <sup>3</sup> )
Montant forfaitaire	260	Entre 5,50\$ et 55,00\$	n/a	n/a
Tarif binome	176	Entre 0,00\$ et 46,21\$	Entre 0,14\$ et 2,62\$	n/a
Tarif dégressif	97	Entre 0,00\$ et 45,23\$	Entre 0,17\$ et 2,43\$	Entre 0,08\$ et 1,54\$
Tarif progressif	37	Entre 0,00\$ et 49,65\$	Entre 0,05\$ et 1,64\$	Entre 0,16\$ et 2,30\$
Tarification complexe	7	Entre 4,00\$ et 10,68\$	Entre 0,29\$ et 1,20\$	Entre 0,36\$ et 0,99\$
Taxation foncière	24	n/a	n/a	n/a

<sup>26</sup> Voir note 4, *supra*, et Phillips (1993), pages 847-849.

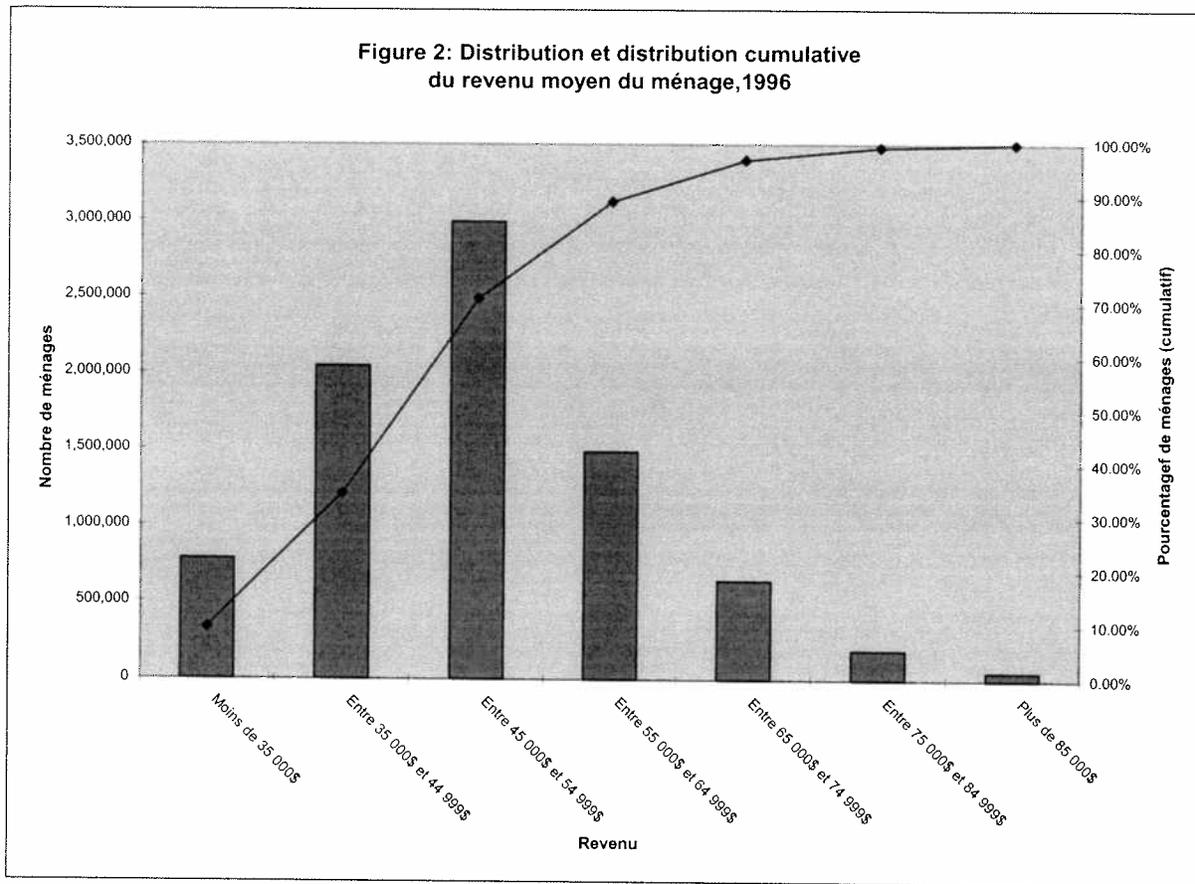
### 4.3. Les données de ménages

En plus des données d'Environnement Canada sur les consommations des municipalités, nous utilisons également des données de Statistiques Canada afin de déterminer l'impact de variables socio-démographiques sur la consommation d'eau des ménages. Les deux variables socio-démographiques utilisées dans notre modèle sont le revenu moyen du ménage et le nombre moyen de personnes dans le ménage.

Le revenu moyen du ménage dans les municipalités canadiennes, en 1996, varie entre 28 024\$ et 117 937\$, pour une moyenne canadienne de 50 153\$. Le tableau 7 ci-dessous présente la distribution du revenu selon les municipalités et le nombre de ménages desservis. Dans ce tableau, nous observons que plus de 71% des ménages desservis par un réseau d'adduction municipal ont en moyenne un revenu annuel inférieur à 55 000\$. Par province et territoire, tel qu'indiqué au tableau 8, le revenu moyen des ménages varie entre 41 491\$ et 81 726\$. La figure 2 présente visuellement les intervalles de fréquence.

**Tableau 7 – Revenu moyen du ménage, 1996**

Revenu (\$ de 1996)	Nombre de municipalités	Nombre de ménages desservis	Part des ménages desservis	Pourcentage cumulatif de ménages
Moins de 35 000\$	28	777 986	9,51%	9,51%
Entre 35 000\$ et 44 999\$	178	2 044 241	25,00%	34,51%
Entre 45 000\$ et 54 999\$	160	2 987 296	36,53%	71,04%
Entre 55 000\$ et 64 999\$	63	1 483 721	18,14%	89,18%
Entre 65 000\$ et 74 999\$	37	640 692	7,83%	97,02%
Entre 75 000\$ et 84 999\$	15	191 721	2,34%	99,36%
Plus de 85 000\$	9	52 311	0,64%	100,00%
<b>Total</b>	<b>490</b>	<b>8 177 968</b>	<b>n/a</b>	<b>100,00%</b>



Finalement, en ce qui a trait aux données de ménages, le nombre moyen de personnes par ménage dans les 490 municipalités canadiennes retenues, en 1996, varie entre 1,84 et 3,95. Le nombre moyen pondéré de personnes par ménage est de 2,58. Le tableau 8 donne, pour chacune des provinces et chacun des territoires, le revenu moyen pondéré ainsi que le nombre moyen pondéré de personnes par ménage.

**Tableau 8 – Revenu moyen et taille du ménage,  
provinces et territoires, 1996**

Province	Revenu moyen	Nombre moyen de personnes par ménage	Nombre de ménages desservis	Part de ménages desservis
Alberta	52 591 \$	2,66	752 821	9,21%
Colombie-Britannique	51 597 \$	2,57	1 147 955	14,04%
Île-du-Prince-Édouard	41 491 \$	2,47	16 977	0,21%
Manitoba	44 626 \$	2,47	303 527	3,71%
Nouveau-Brunswick	42 952 \$	2,50	104 878	1,28%
Nouvelle-Écosse	43 599 \$	2,58	163 696	2,00%
Ontario	55 056 \$	2,69	3 201 943	39,15%
Québec	43 118 \$	2,42	2 172 763	26,57%
Saskatchewan	44 979 \$	2,50	215 306	2,63%
Terre-Neuve	46 393 \$	2,83	84 757	1,04%
Territoires du N-O	81 726 \$	2,97	6 050	0,07%
Territoire du Yukon	60 813 \$	2,67	7 295	0,09%
<b>Canada</b>	<b>50 153 \$</b>	<b>2,58</b>	<b>8 177 968</b>	<b>100,00%</b>

#### 4.4. Les données climatiques

Les données climatiques utilisées dans ce rapport proviennent également d'Environnement Canada qui compile, sur une base quotidienne et pour environ 400 stations de mesure, la quantité de précipitations et la température maximale de la journée. Pour les fins de ce rapport, nous avons sélectionné près de 290 stations de mesures permettant de couvrir la plupart des municipalités composant la base de données et extrait le total de précipitations ainsi que le nombre de degrés-jour<sup>27</sup> pour l'année 1996. Certaines stations étant partiellement ou totalement inopérantes cette année-là, elles ont dû être éliminées de la base de données, ainsi que les municipalités qu'elles couvraient.

<sup>27</sup> Un degré-jour est défini comme étant la différence (positive) entre la température maximale de la journée et une limite inférieure (la base). Ici, la base est établie à 5°C. Une température quotidienne maximale inférieure à 5°C générera un nombre nul de degrés-jour pour cette journée. Ce seuil correspond, selon Foster, Jr. et Beattie (1979), page 47, à la température au sol minimale permettant la germination pour la partie nord des États-Unis (40°F) (voir note 15, *supra*). La variable utilisée dans ce rapport est la somme annuelle des degrés-jour quotidiens.

Selon les municipalités, le nombre annuel de degrés-jour varie entre 1 526,2 (plus froid) et 3 632,1 (plus chaud). Les précipitations annuelles varient entre 261,2 mm et 2 312,1 mm.

#### **4.5. Le traitement des données**

Les données d'Environnement Canada ne sont pas directement utilisables et nécessitent un certain traitement aux fins de nos analyses. Les modifications apportées à la base de données sont de plusieurs ordres. Nous expliquons ici ces modifications, dans l'ordre de réalisation.

La première de ces modifications vise à élaguer la base de données des doublons provenant de la multiplicité des structures tarifaires dans plusieurs municipalités. Dans un cas de doublon, le pourcentage de résidences munies d'un compteur, donnée compilée par Environnement Canada, permet de déterminer la structure tarifaire prédominante<sup>28</sup>. Les doublons dont la structure tarifaire n'est pas prédominante sont éliminés de la base de données. Dans cinq cas, cependant, aucune structure tarifaire n'était clairement prédominante. Dans ces cas, nous avons fait l'hypothèse qu'il s'agissait de municipalités distinctes<sup>29</sup>.

En second lieu, la détermination du prix marginal a nécessité une étude particulière de la consommation des municipalités en relation avec la structure tarifaire propre à chaque municipalité. Notamment, dans plusieurs municipalités à tarification unitaire (binome, dégressive, progressive et complexe), une consommation minimale de base est octroyée avec le frais fixe d'abonnement, la tarification unitaire ne débutant qu'à partir de ce volume minimal. Treize de ces municipalités ont une consommation moyenne inférieure ou égale au volume minimal non facturé. Le prix marginal est donc nul pour ces treize municipalités<sup>30</sup>.

Par ailleurs, parmi les municipalités ayant une structure tarifaire dégressive, progressive ou complexe non visées par le paragraphe précédent, cinq seulement ont une consommation moyenne

---

<sup>28</sup> En général, ces municipalités utilisent un montant forfaitaire et un type quelconque de tarification unitaire. Il est très rare que des municipalités utilisent deux structures tarifaires unitaires simultanément. Nous présumons donc qu'un pourcentage élevé de résidences munies d'un compteur signifie que la tarification unitaire est prédominante ou, à l'inverse, qu'un pourcentage faible signifie que le montant forfaitaire est prédominant.

<sup>29</sup> Par exemple, la municipalité de Calgary, Alberta, comptait 46% de résidences munies d'un compteur d'eau en 1996. Nous avons donc fait l'hypothèse que les deux structures tarifaires de Calgary constituaient deux municipalités distinctes qui seraient identiques en tous points sauf sur leur structure tarifaire respective.

<sup>30</sup> Nous présumons ici, au contraire de Dandy et al. (1997) (voir sections 2.3.2. et 3.2.1.), que le volume minimal non facturé n'influence pas, à la marge, la consommation du ménage.

supérieure au seuil minimal du deuxième bloc de consommation. Pour ces cinq municipalités, une étude spéciale a été faite pour déterminer le prix marginal<sup>31</sup>. Pour les autres municipalités, le prix marginal est le prix du premier bloc.

Après élimination des municipalités pour lesquelles les données climatiques sont manquantes, il ne reste plus que 485 observations, incluant les cinq doublons (donc, 480 municipalités en tout). Parmi ces 485 observations, 248 municipalités ont un prix marginal nul et 237 ont un prix marginal non-nul, variant entre 0,14\$ et 2,62\$ par mètre cube de consommation. La moyenne des prix marginaux non-nuls est de 0,86\$ par mètre cube.

---

<sup>31</sup> Environnement Canada calcule le coût total, le coût moyen et le coût marginal pour le consommateur à différents niveaux de consommation mensuelle (10 m<sup>3</sup>, 25 m<sup>3</sup> et 35 m<sup>3</sup>). Nous avons utilisé le prix marginal le plus proche eu égard à la consommation mensuelle de chacune de ces cinq municipalités.

## 5. Analyses de régression et interprétation des résultats

Tel qu'indiqué dans la section 3 de ce rapport, nous estimons six modèles économétriques en trois formes fonctionnelles différentes à l'aide du logiciel STATA 7.0. Le tableau 9 suivant présente les résultats de ces régressions. La statistique *t* apparaît entre parenthèses.

**Tableau 9 – Résultats de régression**

Variables	Modèle linéaire		Modèle log-linéaire (modèle exponentiel)		Modèle log-log (modèle Cobb-Douglas)	
	Modèle 1.1 (sans IMR)	Modèle 1.2 (avec IMR)	Modèle 2.1 (sans IMR)	Modèle 2.2 (avec IMR)	Modèle 3.1 (sans IMR)	Modèle 3.2 (avec IMR)
Taille du ménage	85,888 (2,38)	86,549 (2,45)	,304 (2,84)	0,306 (2,92)	0,916 (3,11)	0,901 (3,06)
Revenu du ménage	- 0,111 (- 0,13)	0,365 (0,44)	- 0,000475 (- 0,19)	0,000885 (0,36)	- 0,0773 (- 0,53)	- 0,0347 (- 0,23)
Prix marginal	- 75,281 (- 3,77)	- 63,444 (- 3,19)	- 0,213 (- 3,60)	- 0,179 (- 3,04)	- 0,176 (- 3,95)	- 0,162 (- 3,54)
Précipitations	- 42,281 (- 1,60)	- 650,988 (- 3,46)	- 0,0887 (- 1,14)	- 1,828 (- 2,70)	- 0,0886 (- 1,37)	- 0,322 (- 1,75)
Degrés-jours	36,871 (1,42)	379,820 (3,51)	0,130 (1,64)	1,106 (3,45)	0,405 (1,87)	0,876 (2,14)
Inverse du ratio de Mills	-	790,005 (3,26)	-	2,257 (3,14)	-	0,384 (1,36)
Constante	78,393 (0,70)	- 964,300 (-2,86)	4,757 (14,42)	1,778 (1,78)	4,560 (10,33)	3,597 (4,31)
Élasticité-prix	- 0,211	- 0,178	- 0,183	- 0,154	- 0,176	- 0,162
Élasticité-revenu	0,00 <sup>(1)</sup>	0,00 <sup>(1)</sup>	0,00 <sup>(1)</sup>	0,00 <sup>(1)</sup>	0,00 <sup>(1)</sup>	0,00 <sup>(1)</sup>
Observations	237	237	237	237	237	237
R <sup>2</sup>	0,1035	0,1431	0,1150	0,1515	0,1273	0,1342

(<sup>1</sup>) Les élasticités-revenus sont nulles parce que le coefficient du revenu dans les régressions n'est pas significatif.

La première régression (modèle 1.1) est une régression par moindres carrés ordinaires faisant intervenir, comme variable dépendante, la quantité annuelle moyenne d'eau consommée par ménage en mètre cubes et, comme variables indépendantes, le prix marginal (en dollar), le nombre

d'individus dans le ménage, le revenu du ménage (en milliers de dollars), les précipitations pour l'année (en mètre d'eau-équivalent) et le nombre annuel de degrés-jour. Toutes ces variables rassemblent des données de l'année civile 1996. La régression n'a porté que sur les seules 237 observations ayant un prix marginal non-nul.

Le modèle 1.2 vise à corriger un biais de sélection potentiellement présent dans le modèle 1.1. Nous utilisons un modèle de régression par moindres carrés ordinaires en deux étapes (*two-stage least squares*). Nous visons à déterminer si, comme l'argumentent Nieswiadomy et Cobb (1993)<sup>32</sup>, de la sélectivité existe dans le choix, par les gestionnaires municipaux, de la structure tarifaire. L'existence d'une telle sélectivité indiquerait que, dans certaines circonstances, les gestionnaires municipaux sont incités à mettre en place une tarification unitaire avec un prix marginal non-nul (par exemple, un tarif binome), par opposition à une tarification avec un prix marginal nul (par exemple, un montant forfaitaire). L'absence de prise en compte de cette sélectivité dans le modèle serait une source de biais dans l'estimation des régressions.

Dans la première des deux étapes du modèle, nous générons une variable dichotomique prenant la valeur 0 lorsque le prix marginal est nul et la valeur 1 lorsque le prix marginal est non-nul. Un probit est alors effectué sur cette variable dichotomique, avec comme variables indépendantes les précipitations annuelles et le nombre de degrés-jour. À partir de ce probit, nous dérivons l'inverse du ratio de Mills (*IMR*)<sup>33</sup>. Ces variables ont été choisies en posant comme hypothèse que les ménages sont mieux disposés à accepter une tarification unitaire lorsque leur demande est plus grande en raison de la température locale et lorsque le substitut à l'eau distribuée pour certains usages domestiques se fait plus rare (c'est-à-dire, il y a moins de précipitations pouvant remplacer l'arrosage extérieur, par exemple).

Dans la deuxième étape, une régression par moindres carrés ordinaires est réalisée, identique à la régression du modèle précédent mais en y ajoutant la variable *IMR*. Comme dans le premier cas, la régression n'a porté que sur les seules 237 observations ayant un prix marginal non-nul.

Les modèles 2.1 et 2.2 ont pour variable dépendante le logarithme de la quantité annuelle

---

<sup>32</sup> Voir la section 2.3.4.

<sup>33</sup> Les résultats du probit et la dérivation de la variable *IMR* sont présentés en annexe.

moyenne d'eau consommée par ménage. À cette différence près, ces deux modèles sont en tous points similaires aux modèles 1.1 et 1.2 respectivement.

Finalement, les modèles 3.1 et 3.2 sont de la forme Cobb-Douglas. La variable dépendante est le logarithme de la quantité annuelle moyenne d'eau consommée par ménage et les variables indépendantes sont le logarithme du prix marginal, du nombre d'individus dans le ménage, du revenu moyen du ménage, des précipitations pour l'année et du nombre annuel de degrés-jour.

Dans toutes les régressions effectuées, le coefficient de la variable *Prix marginal* est significatif à 1% et de signe attendu. Selon le modèle, une variation de 1\$ du prix marginal d'un mètre cube a un impact sur la consommation entre 54,8 et 75,3 mètres cube par année<sup>34</sup>. Les élasticités-prix varient entre - 0,211 et - 0,154<sup>35</sup>. En outre, le coefficient de la variable *Taille du ménage* est significatif à 5% dans toutes les régressions.

Le coefficient de la variable *Revenu moyen du ménage* est non-significatif dans toutes les régressions estimées. Les coefficients de la variable *Précipitations* sont non-significatifs à 10% dans les modèles 1.1, 2.1 et 3.1. Ils deviennent significatifs à au plus 10% et de signe attendu dans les modèles 1.2, 2.2 et 3.2. Quant à la variable *Degrés-jour*, ses coefficients sont non-significatifs à 10% dans les modèles 1.1 et 2.1. Ils sont significatifs à au plus 10% et de signe attendu dans les modèles 1.2, 2.2, 3.1 et 3.2.

Finalement, l'ajout de la variable *Inverse du ratio de Mills (IMR)* dans les modèles de régression semble avoir un impact sur la significativité de certaines variables des modèles, ainsi que sur le signe de certaines variables. En effet, l'ajout de l'*IMR* dans les modèles 1.2, 2.2 et 3.2 rend significatifs à au plus 10% les coefficients des variables *Précipitations* et *Degrés-jour*. Cependant, le coefficient de la variable *IMR* est non-significatif dans le modèle 3.2. En dernier lieu, le R<sup>2</sup> s'améliore avec l'ajout de l'*IMR*, passant de 0,104 à 0,143 pour les modèles linéaires, de 0,115 à

<sup>34</sup> Pour les modèles log-linéaires, le calcul de l'impact moyen est le suivant :  $\text{impact} = \frac{\partial \ln q}{\partial mp} \cdot \bar{q} = \frac{\partial q}{\partial mp} \cdot \frac{\bar{q}}{q}$  où  $\bar{q}$  est la moyenne des quantités annuelles moyennes par ménage. Pour les modèles Cobb-Douglas, le calcul de l'impact moyen est le suivant :  $\text{impact} = \frac{\partial \ln q}{\partial \ln mp} \cdot \frac{\bar{q}}{\bar{mp}} = \frac{\partial q}{\partial mp} \cdot \frac{mp}{q} \cdot \frac{\bar{q}}{\bar{mp}}$ . Les modèles linéaires donnent l'impact directement.

<sup>35</sup> Élasticités évaluées à la moyenne du prix marginal et de la quantité annuelle d'eau consommée. La moyenne du prix marginal est de 0,859\$ par mètre cube et la moyenne des quantités annuelles d'eau consommées par ménage est de 306,22 mètres cubes.

0,152 pour les modèles log-linéaires et de 0,127 à 0,134 pour les modèles Cobb-Douglas. La significativité de la variable *IMR* dans les modèles 1.2 et 2.2 nous amène à conclure qu'il existe de la sélectivité dans l'adoption, par une municipalité, d'une tarification unitaire de l'eau avec un prix marginal non-nul. Par conséquent, il est possible que les modèles 1.1 et 2.1 souffrent d'un biais de sélection.

Les résultats des modèles estimés sont conformes aux attentes. Les coefficients sont de signe attendu et les élasticités-prix et revenu sont comparables à celles des études précédentes sur le sujet<sup>36</sup>. Les consommateurs réagissent donc à une augmentation de prix en diminuant leur consommation d'eau. Par ailleurs, l'augmentation du nombre d'individus dans le ménage amènera une augmentation de la consommation d'eau dans le ménage. Finalement, la consommation d'eau des ménages réagit aux conditions climatiques locales : la température et les précipitations se répercuteront respectivement en une augmentation et une diminution de la consommation d'eau.

---

<sup>36</sup> Voir les tableaux 1 et 2.

## **6. Conclusion**

Malgré le peu d'écrits sur la question, l'analyse de la demande résidentielle d'eau est un sujet d'intérêt pour les gouvernements municipaux au Canada. En effet, l'analyse des déterminants de la demande permettra aux gestionnaires des réseaux de distribution d'eau de mieux planifier la croissance de leurs installations à l'avenir, améliorant ainsi leur efficacité générale. À notre connaissance, aucune étude similaire n'a été réalisée sur la question au Canada.

Notre modèle de demande tient compte du prix marginal, du revenu moyen du ménage, du nombre d'individus dans le ménage, des précipitations et de la température. Les données utilisées sont des données agrégeant, dans chacune des municipalités de l'échantillon, la consommation de l'ensemble des ménages de cette municipalité. L'échantillon est composé de plus de 480 municipalités individuelles. Nous montrons qu'il existe de la sélectivité dans la décision d'une municipalité de facturer un prix marginal non-nul aux consommateurs d'eau qu'elles desservent. Notre modèle corrige ce biais de sélection par l'addition de l'inverse du ratio de Mills dans les régressions.

Les résultats, généralement conformes aux attentes, montrent une sensibilité de la consommation des ménages au prix marginal de l'eau, avec des élasticités-prix variant entre - 0,21 et - 0,15. Le nombre d'individus dans le ménage et la chaleur augmentent, à la marge, la consommation d'eau, tandis que les précipitations réduisent, à la marge, la consommation d'eau. Les coefficients estimés pour le revenu moyen du ménage sont non-significatifs. Les  $R^2$  sont relativement faibles (entre 0,105 et 0,152), ce qui peut notamment signaler un problème de spécification des modèles ou un problème de performance des estimateurs.

## Annexe : Le modèle de sélection et l'inverse du ratio de Mills

Dans ce rapport, des modèles de sélection sont estimés car un biais de sélection est possiblement présent dans l'analyse des déterminants de la demande résidentielle d'eau. Nous présentons, dans cette annexe au rapport, le modèle de sélection utilisé, celui en deux étapes proposé par Heckman<sup>37</sup>, ainsi que la dérivation de l'inverse du ratio de Mills.

### A.1. Le modèle de sélection en deux étapes de Heckman (1976)

Les données relatives au prix marginal de l'eau distribuée par les municipalités contenant un grand nombre de prix nuls (248 observations) et un grand nombre de prix strictement positifs (237 observations), le modèle de sélection vise à déterminer si le choix d'une municipalité de facturer un prix marginal non-nul aux consommateurs qu'elle dessert est conditionné par certaines circonstances particulières, en particulier les conditions climatiques locales. L'existence d'une telle sélectivité aurait un certain nombre de conséquence : l'échantillon des municipalités facturant un prix marginal non-nul ne serait pas aléatoire, les erreurs du modèle auraient une espérance non-nulle et cette sélectivité serait alors source de biais dans les modèles de régression estimés par moindres carrés ordinaires.

Formellement<sup>38</sup>, soit le modèle de régression 1.1 utilisé dans ce rapport à la page 22 :

$$Q = \beta_0 + \beta_1 P + \beta_2 Y + \beta_3 T + \beta_4 R + \beta_5 W + \varepsilon_1$$

$$Q = X\beta + \varepsilon_1$$

et  $Q_i = X_i\beta + \varepsilon_{1i}$  pour le ménage représentatif de la municipalité  $i$ .  $\varepsilon_{1i}$  est un terme d'erreur de loi normale d'espérance nulle et de variance  $\sigma_1^2$ .

Soit  $Z$  une matrice contenant les variables qui détermineraient le choix d'une municipalité de facturer un prix marginal nul ou positif,  $\gamma$  un vecteur de coefficients et  $\varepsilon_{0i}$  un terme d'erreur de loi normale d'espérance nulle et de variance  $\sigma_0^2$ . La municipalité  $i$  facture l'eau qu'elle distribue à

<sup>37</sup> Voir Heckman (1976).

<sup>38</sup> La présentation du modèle de sélection en deux étapes de Heckman (1976) est inspirée de Johnston et DiNardo (1997), pages 447-449.

un prix marginal strictement positif si  $Z_i\gamma + \varepsilon_{0i} > 0$  ou, de façon équivalente, si  $-Z_i\gamma < \varepsilon_{0i}$ . Soit  $D_i$  une variable dichotomique telle que :

$$D_i = \begin{cases} 1 & \text{si } \varepsilon_{0i} > -Z_i\gamma \\ 0 & \text{autrement} \end{cases}$$

L'espérance de  $Q_i$  conditionnellement à  $D_i$  est donc :

$$E[Q_i | X_i, D_i = 1] = X_i\beta + E[\varepsilon_{1i} | \varepsilon_{0i} > -Z_i\gamma]$$

Si les termes d'erreurs  $\varepsilon_0$  et  $\varepsilon_1$  sont conjointement normalement distribués, alors on peut écrire :

$$\varepsilon_{1i} = \frac{\sigma_{0,1}}{\sigma_0^2} \varepsilon_{0i} + v_i$$

où  $v_i$  est un terme d'erreur non-corrélé avec  $\varepsilon_{0i}$  et  $\sigma_{0,1}$  est la covariance entre  $\varepsilon_{0i}$  et  $\varepsilon_{1i}$ . Nous pouvons donc écrire :

$$\begin{aligned} E[\varepsilon_{1i} | \varepsilon_{0i} > -Z_i\gamma] &= \frac{\sigma_{0,1}}{\sigma_0} E\left[\frac{\varepsilon_{0i}}{\sigma_0} \middle| \frac{\varepsilon_{0i}}{\sigma_0} > \frac{-Z_i\gamma}{\sigma_0}\right] \\ &= \frac{\sigma_{0,1}}{\sigma_0} \frac{\varphi\left(\frac{Z_i\gamma}{\sigma_0}\right)}{\Phi\left(\frac{Z_i\gamma}{\sigma_0}\right)} \end{aligned}$$

où la fonction  $\varphi(\cdot)$  est la fonction de densité d'une loi normale et  $\Phi(\cdot)$  est la fonction de distribution cumulative d'une loi normale. Le ratio de la fonction de densité sur la fonction de distribution cumulative est appelé l'inverse du ratio de Mills (*IMR*). Selon Heckman (1976), en l'absence de l'*IMR* comme variable explicative, les estimateurs de moindres carrés ordinaires pourraient souffrir d'un biais dû à l'omission d'une variable dans la régression. Dans la section suivante, nous dérivons l'*IMR* utilisé dans ce rapport.

## A.2. La dérivation de l'inverse du ratio de Mills

L'objectif inhérent au calcul de l'inverse du ratio de Mills dans le cadre de ce rapport, est d'évaluer si un biais de sélection existe dans la décision d'une municipalité de facturer un prix marginal non-nul aux consommateurs d'eau qu'elle dessert sur son territoire. Il est donc néces-

saire d'estimer la fonction de densité d'une loi normal  $\varphi$  et la fonction de distribution de probabilité cumulative d'une loi normale  $\Phi$ . Pour ce faire, nous effectuons un probit, qui nous donnera la fonction de distribution de probabilité cumulative, à partir de laquelle nous dériverons, par la suite, la fonction de densité, pour enfin calculer l'*IMR*.

Après le traitement des données présenté dans la section 4.5 du rapport, nous avons obtenu une base de données constituée de 485 observations municipales. Parmi ces observations, 248 ont un prix marginal nul et 237 ont un prix marginal non-nul. À l'aide du logiciel STATA 7.0, nous avons effectué un probit sur une variable dichotomique générée à cet effet, prenant la valeur 0 lorsque le prix marginal est nul et prenant la valeur 1 lorsque le prix marginal est non-nul.

Les variables indépendantes du modèle de probit sont les précipitations annuelles en mètres d'eau-équivalent (*rain2*) et la température en milliers de degrés-jour (*temp2*) pour l'année 1996. Ces variables ont été choisies en posant l'hypothèse que les ménages sont mieux disposés à accepter une tarification unitaire lorsque la demande est plus grande en raison d'une température locale plus chaude et lorsque le substitut à l'eau distribuée pour certains usages domestiques se fait plus rare (c'est-à-dire qu'il y a moins de précipitations pouvant remplacer l'arrosage extérieur, par exemple). Les résultats du probit apparaissent au tableau suivant :

Probit estimates		Number of obs	=	485
		LR chi2(2)	=	50.32
		Prob > chi2	=	0.0000
Log likelihood = -310.89214		Pseudo R2	=	0.0749

dmp	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
temp2	.7325895	.1755614	4.17	0.000	.3884954 1.076683
rain2	-1.276422	.196495	-6.50	0.000	-1.661545 -.8912985
_cons	-.7988749	.4786511	-1.67	0.095	-1.737014 .139264

Les coefficients sont de signe attendu. Notre interprétation économique de ces résultats est que les décisions des municipalités, en matière de tarification de l'eau, sont influencées par les conditions climatiques locales qui leur sont propres. En effet, un climat plus sec et plus chaud (c'est-à-dire moins de précipitations et plus de degrés-jour) augmente la probabilité que les décideurs publics mettent en place une tarification unitaire dans leur municipalité.

Dans le logiciel STATA, une variable est générée pour prédire la probabilité d'obtenir un prix marginal non-nul étant données les variables *Température* et *Précipitations*. Cette prédiction est en fait la fonction de distribution de probabilité cumulative d'une loi normale centrée et réduite  $N(0, 1)$ ,  $\Phi\left(\frac{X_i\beta}{\sigma}\right)$ <sup>39</sup>.

À partir de la fonction de distribution de probabilité cumulative, on obtient la fonction de densité par le biais de quelques transformations :

- on en extrait les valeurs  $\left(\frac{X_i\beta}{\sigma}\right)$  en utilisant la fonction *invnorm*  $\left[\Phi\left(\frac{X_i\beta}{\sigma}\right)\right]$  dans STATA;
- puis, on génère la fonction de densité en utilisant la fonction *normden*  $\left(\frac{X_i\beta}{\sigma}\right)$  dans STATA;
- enfin, on obtient l'*IMR* en divisant la fonction de densité par la fonction de distribution.

---

<sup>39</sup> Voir, notamment, Johnston et DiNardo (1997), pages 447-449, et Maddala (1997), pages 231-234 et 257-260.

## **Bibliographie**

- Billings, R. Bruce et Donald E. Agthe, « Price Elasticities for Water : A Case of Increasing Block Rate », *Land Economics* 56(1), février 1980, pp. 73-84
- Chicoine, David L., Steven C. Deller et Ganapathi Ramamurthy, « Water Demand Estimation Under Block rate Pricing : A Simultaneous Equation Approach », *Water Resources Research* 22(6), juin 1986, pp. 859-863
- Church, Jeffrey et Roger Ware, « Industrial Organization : A Strategic Approach », McGraw-Hill, 2000
- Coase, Ronald, « The Marginal Cost Controversy », *Economica* 13, 1946, pp. 169-189
- Dandy, Graeme, Tin Nguyen et Carolyn Davies, « Estimating Residential Water Demand in the Presence of Free Allowances », *Land Economics* 73(1), février 1997, pp. 125-139
- Foster, Henry S., Jr. et Bruce R. Beattie, « Urban Residential Demand for Water in the United States », *Land Economics* 55(1), février 1979, pp. 43-58
- Heckman, J., « The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection, and Limited Dependent Variables and a Sample Estimator for Such Models », *Annals of Economic and Social Measurement*, 5, 1976, pp. 475-492
- Hewitt, Julie A. et W. Michael Hanemann, « A Discrete/Continuous Choice Approach to Residential Water Demand Under Block Rate Pricing », *Land Economics* 71(2), mai 1995, pp. 173-192
- Howe, Charles W., « The Impact of Price on Residential Water Demand : Some New Insights », *Water Resources Research* 18(4), août 1982, pp. 713-716
- Johnston, Jack et John DiNardo, *Econometric Methods*, Fourth Edition, McGraw-Hill, 1997
- Maddala, *Limited-Dependent And Qualitative Variables In Econometrics*, Cambridge University Press, 1997

- Nieswiadomy, Michael et Steven L. Cobb, « Impact of Pricing Structure Selectivity on Urban Water Demand », *Contemporary Policy Issues* 11, juillet 1993, pp. 101-113
- Nordin, John A., « A Proposed Modification of Taylor's Demand Analysis: Comment », *The Bell Journal of Economics* 7(2), 1976, pp. 719-721
- Panzar, J., « The Pareto Dominance of Usage Sensitive Pricing », *Proceedings of the Sixth Annual Telecommunications Policy Research Conference*, ed. H. Dorick, Lexington, Ma: Lexington Books, 1977
- Phillips, Charles F., *The Regulation of Public Utilities*, Public Utilities Report, 1993
- Taylor, Lester D., « The Demand for Electricity: A Survey », *The Bell Journal of Economics* 6(1), printemps 1975, pp. 74-110
- Vaillancourt, François et Mireille Côté, « La demande résidentielle d'eau : Le cas de Ville Saint-Laurent », *Actualité immobilière* 9(2), été 1985, pp. 23-29
- Varian, Hal R., « Analyse Microéconomique », Troisième édition, Éditions De Boeck-Wesmael, Bruxelles, 1995
- Willig, R., « Pareto Superior Nonlinear Outlay Schedules », *Bell Journal of Economics* 9, 1978, pp. 56-69
- Wong, S. T., « A Model on Municipal Water Demand: A Case Study of Northeastern Illinois », *Land Economics* 48(1), 1972, pp. 35-44.