

# La Demande d'Eau à Usage Résidentiel en Côte d'Ivoire : Une Analyse Econométrique sur Données de Panel.

Daouda DIAKITE\* et Alban THOMAS†

Janvier 2009  
(Version Préliminaire)

## Résumé

Dans cet article, nous estimons une fonction de demande d'eau potable des villes de Côte d'Ivoire en présence d'une tarification par tranches progressives. Ce type de tarif entraîne une estimation en deux étapes. Pour ce faire, nous utilisons la spécification de prix proposée par Nordin (1976) ainsi que les applications faites sur des données agrégées par Corral and al. (1998) et Martinez-Espineira (2003). Sur la base de ces travaux, nous proposons une méthode d'approximation des proportions d'usagers dans chaque tranche de consommation ; ce qui permet une modélisation ainsi qu'une estimation du choix des blocs opéré par les usagers dans la première étape. L'estimation de la fonction de demande agrégée qui s'ensuit dans la seconde étape fait apparaître une élasticité-prix et une élasticité-revenu assez fortes et significatives, évaluée respectivement à -0,81 et 0,15. Ces coefficients sont utilisés pour simuler l'impact de politiques tarifaires virtuelles.

JEL Classification : C23, C25, Q11, Q25

Mots clés : Tarification par blocs, Fonction de demande agrégée, Estimation de la demande.

---

\*CERESUR, Université de la Réunion / UFR Droit et Economie / 15, avenue René Cassin / 97715 Saint-Denis Messag Cedex 09 / Tel : 02 62 93 84 34 / Fax : 02 62 93 84 80 / E-mail : ddiakite@ univ-reunion.fr

†INRA-LERNA, TSE, Université de Toulouse I, Sciences Sociales, Manufactures des Tabacs - Aile Jean Jacques LAFFONT, 21 Allée de Brienne, 31000 Toulouse.

# Introduction

L'eau en général et l'eau potable en particulier sont au centre de nombreux débats et études. L'eau est source de vie et facteur de développement car il existe peu d'activités humaines, qu'elles soient de production ou de consommation, qui n'en soient pas demandeuses. En outre, ce bien économique essentiel possède à ce jour peu de substituts. Au niveau mondial, ses consommations ont augmenté ces trente-cinq dernières années à un rythme annuel de 4 à 8%. Selon la Banque Mondiale (World Resources, 1996), 69% des 3240 Km<sup>3</sup> d'eau douce prélevés chaque année sont utilisés par l'agriculture, 23% par l'industrie et 8% par les usages domestiques.

Cependant, bien qu'elle soit une ressource indispensable pour toute l'humanité, la problématique de l'eau se pose en des termes différents d'une région à l'autre du monde, notamment entre pays développés et pays en voie de développement (PVD). Si les consommations se stabilisent voire diminuent dans les pays industrialisés, elles augmentent considérablement dans les PVD en raison de la forte croissance démographique, du début d'industrialisation et de la modification des pratiques de consommation. Dans les pays riches, les caractéristiques économiques du secteur sont maintenant bien connues et maîtrisées. A l'opposé, la situation des PVD, surtout en Afrique Subsaharienne, est différente à bien des égards, notamment en ce qui concerne la composition de la demande totale en eau, et la configuration des réseaux d'alimentation et d'assainissement.

La connaissance de la demande pour chacun des types d'usagers (ménages, industriels et agriculteurs) est indispensable pour une gestion de la ressource d'une part efficace (affecter la ressource eau à ceux qui la valorisent le plus) et d'autre part équitable (garantir l'accès à tous). Parler de fonction de demande en eau revient à considérer l'eau comme bien économique. La conférence de Dublin sur l'Eau et l'Environnement dans son accord de principe lui a d'ailleurs reconnu cette qualité. Cet accord de principe stipule en effet que "l'eau a une valeur économique dans tous ses usages concurrentiels et doit être reconnue en tant que bien économique". La valeur de l'eau pour un usager est le montant maximum que cet usager est prêt à payer pour en utiliser une unité supplémentaire. Cependant, comme il n'existe pas

de marché à proprement dit pour l'eau, il est difficile d'en estimer la valeur et on peut par exemple se limiter à estimer des fonctions de demande, de coût de production afin de simuler différentes politiques. Au total, l'estimation d'une fonction de demande en eau constitue un moyen parmi tant d'autres, de mesurer la valorisation du bien eau pour un usager et de contribuer à la mise en place de schémas de partage efficace de la ressource.

L'objectif de cet article est l'estimation de la fonction de demande d'eau des ménages en Côte d'Ivoire afin d'évaluer l'élasticité-prix et l'élasticité-revenu. La méthodologie utilisée consiste à appliquer les méthodes de panel sur une base de données de 156 localités observées sur 5 années (de 1998 à 2002). Les données disponibles pour cette étude concernent exclusivement les abonnés résidentiels au service d'eau. Nous ne traiterons donc pas la demande pour les deux autres types d'utilisateurs que sont les industriels et les agriculteurs. Dans ce qui suit, nous faisons d'abord une revue de la littérature existante sur le sujet. Ensuite, nous présentons le modèle économétrique, les données utilisées ainsi que les estimations et résultats de notre étude. Enfin, nous terminons par des simulations d'impacts, en termes de variation de bien-être, suite à des réformes tarifaires virtuelles.

## 1 La revue de littérature

Les premières études sur la demande d'eau à usage résidentiel sont apparues aux États-Unis à la fin des années soixante et soixante dix (Howe et Linaweaver (1967), Gibbs (1978), Danielson (1979), Foster et Beattie (1979)). Suite à des sécheresses de plus en plus fréquentes, les responsables des services d'approvisionnement en eau potable cherchaient les moyens de gérer la rareté périodique de la ressource. A cette époque, il était déjà question de réguler, à travers les prix, la demande d'eau étant donnée une offre coûteuse et limitée. Sollicités, les économistes d'alors ont estimé l'élasticité-prix afin d'évaluer l'impact de toute politique de prix sur la demande domestique. Les années quatre-vingts virent se développer de nombreux travaux selon deux axes. Le premier concerne la spécification correcte de la fonction de demande domestique en eau et le deuxième est relatif au développement des méthodes

économétriques appropriées à son estimation.

La spécification généralement retenue est la forme linéaire, et plus particulièrement celle dite *log-log* car elle permet une lecture directe des élasticités. Il existe un large consensus entre les économistes concernant les déterminants de la fonction de demande domestique d'eau potable. En effet, tous s'accordent à dire que le prix, le revenu, les caractéristiques du ménage (sa taille, sa composition) ainsi que de l'habitat (zone rurale ou urbaine, habitat collectif ou individuel, équipements électro-ménagers...) sont les principales variables qui conditionnent le choix des ménages. Certaines études ont également montré l'influence du climat notamment sur les usages externes (arrosage de jardins ou bien lavage de voitures) dans des régions soumises à de fortes pénuries d'eau. En revanche, la spécification du prix dans la fonction de demande a suscité de nombreux débats entre les chercheurs et a constitué un domaine d'étude important pendant les années quatre-vingts. L'objet du désaccord est le type de prix à inclure dans la fonction. Les uns, faisant l'hypothèse d'information parfaite des consommateurs, préconisent l'utilisation du prix marginal (le prix de la dernière unité consommée). Les autres, rejetant cette hypothèse, prônent l'introduction du prix moyen (montant de la facture divisé par le volume consommé). La théorie du consommateur, basée sur l'égalisation du surplus marginal au coût marginal, conduit à préférer le prix marginal plutôt que le prix moyen. Pour Opulach (1982), Shin (1985) et Chicoine et Ramamurthy (1986), la question de l'information possédée par les usagers est plus empirique que théorique. Opulach (1985) propose une méthode pour tester à quel type de prix le ménage est plutôt sensible. Sur la base de cette méthode, Chicoine et al. (1986) concluent que les ménages semblent plutôt réagir au prix moyen. Nauges et Thomas (1999) montrent avec le même test qu'aucun des deux prix ne peut être rejeté. Shin (1985), adversaire de l'hypothèse d'information parfaite, propose un test de perception du prix. En utilisant cette technique, Nieswadomy et Molina (1989) montrent que les prix perçus diffèrent selon le type de tarification adopté. Les consommateurs semblent réagir au prix marginal sous une *tarification par blocs progressifs* (IBR, increasing blocks rate) et au prix moyen sous une *tarification par blocs dégressifs* (DBR, decreasing blocks rate). Cette tarification par blocs ou tranches est une des

caractéristiques essentielles de la tarification de l'eau. Dans un tel système de tarification, les prix marginaux varient selon le bloc dans lequel la consommation d'eau d'un usager donné se situe. On a une structure DBR si les prix marginaux pratiqués dans les blocs baissent avec la quantité d'eau consommée. A l'opposé, si les prix marginaux pratiqués dans les blocs augmentent avec la quantité d'eau consommée alors on parlera de structure IBR. Sous une telle tarification, les ménages ne font pas face à un prix unique, mais à un barème composé en général d'une charge fixe et surtout de prix marginaux (prix du  $m^3$ ) différents selon les niveaux de consommations. Leur contrainte budgétaire est donc non linéaire de même que la fonction de demande qui en découle ; cette dernière étant en outre non différentiable. Les premières études menées dans le cadre de ce type de tarification se contentaient d'utiliser le prix marginal ou le prix moyen correspondant au bloc dans lequel la consommation du ménage se situait. Taylor (1975) et Nordin (1976) furent les premiers auteurs à proposer des spécifications qui tiennent compte véritablement de cette structure par blocs. En effet, pour pallier la non prise en compte du barème complet de prix des études antérieures, ils proposent d'inclure une nouvelle variable désormais connue dans la littérature sous le nom de "*différence*". Cette variable, définie comme la différence entre ce que le ménage aurait payé si toutes les unités avaient été facturées au prix de la dernière unité consommée et ce qu'il paie effectivement, est censée représenter l'effet revenu qu'impose cette structure tarifaire. Ainsi, dans le cadre d'une tarification par blocs progressifs, cette variable est négative et s'assimile à une subvention appliquée aux premières unités consommées en compensation des prix élevés payés pour les unités consommées dans les blocs supérieurs. A contrario, dans une tarification par blocs dégressifs, elle est positive et agit comme une taxe payée sur les premières unités en compensation des prix bas appliqués dans les blocs supérieurs. En présence d'un tarif parfaitement linéaire, la variable *différence* est nulle. Par conséquent, le coefficient affectant cette variable devrait être de signe opposé et équivalent en magnitude à celui qui affecte le revenu. Cette conséquence théorique donna naissance à une série d'études notamment celles de Billings et Agthe (1980), Foster et Beattie (1981) et Howe (1982) afin de tester de sa véracité ; mais à ce jour seuls Shefter et David (1985) ont réussi à vérifier

empiriquement cette affirmation en utilisant des données simulées.

Jusqu'au milieu des années 90, il n'existait aucune étude sur l'eau modélisant de façon explicite le comportement des ménages face à une tarification multi-blocs. Pionniers sur ce terrain, Hewitt et Hanemann (1995), en utilisant le modèle à deux étapes initialement élaboré par Burtless et Hausman (1978) puis Moffitt (1986 et 1990), proposent une modélisation en deux étapes de la demande d'eau où les ménages choisissent, dans un premier temps, le niveau optimal de consommation dans chacun des blocs puis, dans un second temps, le bloc leur procurant l'utilité maximale. Shefter et David (1985), bien qu'ayant fait des hypothèses sur la distribution des ménages entre les blocs, n'ont pas explicité la méthode d'obtention des proportions d'usagers dans chaque bloc. Corral et al. (1998) ainsi que Martinez-Espiñeira (2003), forts de ces différentes avancées, utilisent certes des données réelles dans les estimations mais celles-ci ne sont disponibles que pour seulement trois municipalités. En général, les données sur le nombre d'abonnés dans les tranches ne sont pas disponibles.

Un autre point, largement abordé par la littérature sur la demande d'eau à usage résidentiel, est celui des méthodes économétriques à appliquer. Les premières études ont largement utilisé la méthode des moindres carrés ordinaires (Billings et Agthe(1980), Shefter et David (1985), Chicoine et Ramamurthy (1986), Shefter (1987)). Mais très vite, s'est posé le problème de l'endogénéité de la variable prix. Lorsqu'on utilise le prix moyen, la condition d'orthogonalité entre les régresseurs et le terme d'erreur n'est pas vérifiée car la consommation totale d'eau apparaît des deux côtés de l'équation; ce qui peut créer un biais dit de simultanéité. Le prix marginal, dans le cas d'une tarification multi-blocs, peut aussi être source d'endogénéité car le prix marginal dépend du bloc choisit par les ménages. Pour corriger ces problèmes d'endogénéité on assistera au cours des années 80, à un usage de plus en plus fréquent des techniques par variables instrumentales (Jones et Morris (1984) ainsi que Nieswiadomy et Molina (1989)). Dans ce type de tarification, l'estimation économétrique devient plus complexe en particulier pour traiter simultanément les décisions de choix du bloc de tarification et celle du niveau de consommation. Hewitt et Hanemann (1995) utilise à cet effet la méthode du maximum de vraisemblance, mais cette technique peut poser

quelques difficultés car la fonction de vraisemblance peut ni être globalement concave ni différentiable en tout point. Les années 90 et 2000 verront se développer les techniques de choix discret/continu dans les estimations des demandes en eau dans ce cadre multi-blocs (Corral et al. (1998) et Martinez-Espiñeira (2003)). D'autres études telles que Point (1993), Hansen (1996), Agthe et Billings (1996), Höglund (1997), Renwick et Archibald (1998), ont insisté sur des aspects nouveaux de la consommation domestique, notamment l'adoption par les ménages d'équipements économes en eau ou encore les conséquences en termes de bien-être des politiques de régulation. De nos jours, on assiste à l'utilisation des méthodes de panel dans l'estimation des fonctions de demande en eau (Höglund (1997), Nauges et Thomas ((2000) et (2003)), Nauges et Reynaud (2002)). Par ailleurs, le champ géographique jusque là couvert (exclusivement les Etats Unis) s'est progressivement élargi aux pays européens, notamment la France, la Suède, le Danemark et l'Espagne.

## 2 Le modèle

La tarification en vigueur en Côte d'Ivoire est de type blocs progressifs. Ce type de tarif se matérialise par une contrainte de budget non linéaire. Considérons un ménage qui dispose d'un revenu exogène  $I$  qu'il consacre à l'achat de deux biens, l'eau potable  $x$  et un bien composite  $y$  regroupant les autres biens consommés par le ménage. Le prix du bien  $y$  est normalisé à 1 ( $y$  est pris comme numéraire) et l'eau est vendue selon une structure tarifaire à  $m$  tranches dans lesquelles les prix marginaux (prix du  $m^3$ ) sont respectivement  $P_i$  pour  $i = 1, \dots, m$ . La contrainte budgétaire à laquelle fait face un ménage représentatif<sup>1</sup> s'écrit

---

<sup>1</sup>Dans notre étude, nous disposons de données agrégées à l'échelle de la ville. Nous les divisons par le nombre d'abonnés au service eau pour chaque ville pour obtenir des données par abonné ou ménage représentatif. Nous obtenons donc 156 ménages représentatifs.

comme suit :

$$I_1 = I - d_1 = P_1x + y \text{ si } x \text{ est dans la tranche 1} \quad (1a)$$

$$I_2 = I - d_2 = P_2x + y \text{ si } x \text{ est dans la tranche 2} \quad (1b)$$

$$\dots \quad (1c)$$

$$I_m = I - d_m = P_mx + y \text{ si } x \text{ est dans la tranche } m \quad (1d)$$

où  $I_i$  est le *revenu virtuel* du ménage situé dans la tranche  $i$ ,  $d_i$  la variable *différence* de la  $i^{\text{ème}}$  tranche. La variable *différence* définie ici est celle proposée par Nordin (1976) en utilisant les notations de Corral et al. (1998)<sup>2</sup>,

$$d_i = \sum_{j=1}^{i-1} (P_j - P_{j+1})\bar{x}_j \quad (2a)$$

$$d_1 = 0 \quad (2b)$$

où  $\bar{x}_j$  est la borne supérieure de la tranche  $j$  et donc la borne inférieure de la tranche  $j + 1$ .

Comme mentionné dans la revue de littérature, la spécification adéquate des fonctions de demande dans ces conditions nécessite deux étapes . Dans la première étape, l'utilisateur détermine, en choix continu, son niveau optimal de consommation à l'intérieur de chaque segment de la contrainte de budget (on parle alors de demandes "conditionnelles"); et dans la seconde, il détermine en choix discret la demande conditionnelle qui maximise son utilité globale. Finalement, la combinaison des solutions issues de ces deux choix (continu et discret) donne une fonction de demande dite "non conditionnelle". Cette dernière peut être écrite comme suit :

$$x = b_1x_1^*(P_1, I_1) + b_2x_2^*(P_2, I_2) + \dots + b_mx_m^*(P_m, I_m) + c_1\bar{x}_1 + c_2\bar{x}_2 + \dots + c_{m-1}\bar{x}_{m-1} \quad (3)$$

---

<sup>2</sup>Dans cet article, la variable différence est définie comme suit :

$$d_i = -fc - \sum_{j=1}^{i-1} (P_j - P_{j+1})\bar{x}_j$$

où  $d_1 = -fc$

Elle est l'opposée de celle de Taylor (1975) et Nordin (1976) et dans notre cas,  $fc = 0$  car les ménages ne font pas face à des charges fixes.



où  $x_i^*$  désigne le niveau optimal de consommation conditionnée par le choix d'être dans la  $i^{\text{ème}}$  tranche pour  $i = 1, 2, \dots, m$  ;

$$\begin{aligned}
b_1 &= 1 && \text{si } x_1^*(P_1, I - d_1) \leq \bar{x}_1, && b_1 &= 0 && \text{sinon} \\
b_i &= 1 && \text{si } \bar{x}_i - x_i^*(P_i, I - d_i) > 0 \text{ et } x_i^*(P_i, I - d_i) - \bar{x}_{i-1} > 0, && b_i &= 0 && \text{sinon} \\
&&& i = 2, \dots, m - 1 && && && ; \\
b_m &= 1 && \text{si } \bar{x}_{m-1} \leq x_m^*(P_m, I - d_m), && b_m &= 0 && \text{sinon} \\
c_i &= 1 && \text{si } \bar{x}_i - x_{i+1}^*(P_{i+1}, I - d_{i+1}) > 0 \text{ et } x_i^*(P_i, I - d_i) - \bar{x}_i > 0, && c_i &= 0 && \text{sinon} \\
&&& i = 1, \dots, m.
\end{aligned}$$

Pour tenir compte des données agrégées dont nous disposons, la spécification correcte du modèle économétrique requiert l'agrégation des fonctions de demandes individuelles définies dans l'équation (3). Soit  $n$  le nombre total d'abonnés dans une commune donnée<sup>3</sup>,  $n_j$  et  $q_j$  le nombre d'abonnés et la consommation moyenne dans la tranche  $j$ ,  $x_{ij}^*(.)$  la demande conditionnelle du consommateur  $i$  dans la tranche  $j$  et  $Q_j = \sum_{i=1}^n b_i x_{ij}^*(.)$ . La sommation sur l'ensemble des abonnés de la commune donne la fonction de demande agrégée suivante :

$$Q = \sum_{j=1}^{i-1} [b_1 x_{i1}^*(P_1, I_1) + b_2 x_{i2}^*(P_2, I_2) + \dots + b_m x_{im}^*(P_m, I_m)] \quad (4a)$$

$$= Q_1(P_1, I_1) + Q_2(P_2, I_2) + \dots + Q_m(P_m, I_m) \quad (4b)$$

$$= n_1 q_1(P_1, I_1) + n_2 q_2(P_2, I_2) + \dots + n_m q_m(P_m, I_m) \quad (4c)$$

La composante discrète du choix des consommateurs détermine le nombre  $n_j$  de ménages qui se situe dans la tranche  $j$ , tandis que la composante continue définit la consommation moyenne  $q_j(.)$  des ménages conditionnée par le choix de se situer dans la tranche  $j$ . Ainsi, comme remarquée à juste titre par Corral et al. (1998), la structure de la fonction de demande

---

<sup>3</sup>En Côte d'Ivoire, l'unité d'observation selon la terminologie de l'unique opérateur d'eau (SODECI) est le Centre d'Imputation. Cependant dans la plupart des cas, le centre d'imputation correspond à une commune. Dans quelques cas, soit une grande commune est subdivisée en centres d'imputation, soit de petites communes proches sont rassemblées ou ajoutées à des grandes pour former un tel centre. Puisque cela ne change pas l'analyse, nous désignerons comme il est de coutume dans les travaux sur la demande d'eau les centres d'imputation par "commune", "localité" ou "ville".

non conditionnelle au niveau des données individuelles est préservée dans la fonction de demande agrégée<sup>4</sup>. Pour prendre en compte la dispersion du nombre d'abonnés entre villes une normalisation s'avère nécessaire. En divisant la demande totale de chaque ville par le nombre total d'abonnés de cette ville, on aboutit à la fonction suivante :

$$q = \frac{Q}{n} = \frac{n_1}{n}q_1(P_1, I_1) + \frac{n_2}{n}q_2(P_2, I_2) + \dots + \frac{n_m}{n}q_m(P_m, I_m) \quad (5a)$$

$$= s_1q_1(P_1, I_1) + s_2q_2(P_2, I_2) + \dots + s_mq_m(P_m, I_m) \quad (5b)$$

où  $q$  est la consommation moyenne par ménage et  $s_j$  est la proportion de ménages dont la consommation se situe dans la tranche  $j$ . Comme dorénavant admis par la plupart des auteurs, des variables socioéconomiques sont à inclure dans la fonction de demande. En prenant en compte la dimension temporelle des données, ces variables additionnelles et le terme d'erreur permettent d'écrire la fonction agrégée sous la forme suivante :

$$q_t = s_{1t}q_{1t}(P_{1t}, I_{1t}, Z_t/\beta) + s_{2t}q_{2t}(P_{2t}, I_{2t}, Z_t/\beta) + \dots + s_{mt}q_{mt}(P_{mt}, I_{mt}, Z_t/\beta) \quad (6)$$

où  $t$  est un indice de temps,  $Z$  la matrice des variables socioéconomiques et  $\beta$  le vecteur des paramètres à estimer. Si nous supposons une forme linéaire pour la demande et, en tenant compte de nos données, la fonction à estimer s'écrit explicitement :

$$q_t = \beta_0 + \beta_1 \left( \sum_{i=1}^m s_{it} \cdot P_{it} \right) + \beta_2 \left( \sum_{i=1}^m s_{it} \cdot I_{it} \right) + \delta Z_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

où  $\delta$  est le vecteur des paramètres inconnus associés à la matrice  $Z$  et  $\varepsilon$  le terme d'erreur.

Les proportions ou probabilités  $s_{ij}$  d'être situé dans une tranche quelconque, à l'instar des demandes conditionnelles, dépendent des préférences des individus. Elles sont de ce fait corrélées avec le terme d'erreur. Il serait par conséquent inapproprié d'utiliser leurs valeurs observées pour estimer l'équation (7). Pour résoudre ce problème, on estime les

---

<sup>4</sup>Ces auteurs notent cependant la non prise en compte par la demande agrégée des ménages situés aux "coudes" des contraintes budgétaires. Tout comme eux, une étude statistique de nos données montre très peu de points de ce type dans la base.

proportions ou probabilités,  $\widehat{s}_{ij}$ , de ménages situées dans les différentes tranches. Cette étape est entreprise en appliquant un modèle logit multinomial dont la forme générale est :

$$Prob[\text{choix du bloc } i] = \frac{e^{\beta'_i X_t}}{\sum_i e^{\beta'_i X_t}}, \quad i = 0, 1, \dots, m. \quad (8)$$

Dans ce logit, la variable à expliquer est la proportion des ménages dans chaque tranche et la matrice  $X$  est constituée de variables socioéconomiques et techniques spécifiques à chaque commune. Une fois les proportions estimées, elles sont utilisées en lieu et place des valeurs observées pour pondérer les prix marginaux par tranches ainsi que le revenu virtuel (obtenu en additionnant le revenu et la variable différence). L'étape suivante consiste à estimer l'équation (7) au moyen des techniques de données de panel.

Contrairement à Corral et al. (1998) ainsi que Martínez-Espiñeira (2003), nous ne disposons pas du nombre d'abonnés dans chaque tranche de consommation. Pour résoudre ce problème, à l'instar de Shefter et David (1985), nous faisons un exercice de simulation. Cette simulation repose sur l'hypothèse suivante : *le rapport entre le nombre d'abonnés de deux tranches est proportionnel au rapport entre le volume d'eau facturé dans ces tranches. Ce coefficient de proportionnalité est spécifique à chaque commune et est calculé à partir des effets fixes obtenus en régressant le logarithme du rapport des quantités sur les variables de la matrice  $X$  ci-dessus définie.*

Plus concrètement, reprenons le logit multinomial de l'équation (8). Ce modèle est utilisé pour des bases de données où les éléments de la matrice  $X$  ne sont pas les caractéristiques des choix à opérer (les blocs tarifaires), mais celles des individus observés (les ménages représentatifs de chaque ville) ; ces caractéristiques étant les mêmes pour les différents résultats possibles du choix. Considérons le ménage  $k$  de la ville  $j$  à la date  $t$ . La probabilité que ce ménage choisisse le bloc  $i$  est :

$$Prob[\text{ménage } k \text{ choisit bloc } i] = \frac{e^{\beta'_i X_{kjt}}}{\sum_i e^{\beta'_i X_{kjt}}}, \quad i = 1, 2, \dots, m. \quad (9)$$

En incluant dans  $X$  les variables socioéconomiques et techniques propres aux communes et en prenant la tranche 1 comme modalité de référence, on peut réécrire l'équation (9) sous

la forme du système suivant de  $(m - 1)$  équations :

$$\log \left( \frac{s_{jit}}{s_{j1t}} \right) = \beta'_i X_{kjt} + \varepsilon_{jit}, \quad i = 2, \dots, m. \quad (10)$$

où  $s_{jit}$  est la proportion de ménages dans la tranche  $i$  à la date  $t$  et dans la ville  $j$ . Notre hypothèse de simulation énoncée ci-dessus est la suivante :

$$\frac{s_{jit}}{s_{j1t}} = \frac{V_{jit}}{V_{j1t}} \cdot \delta_{ij}(\cdot) \quad (11a)$$

$$\Rightarrow \log \left( \frac{s_{jit}}{s_{j1t}} \right) = \log \left( \frac{V_{jit}}{V_{j1t}} \right) + \log(\delta_{ij}(\cdot)) \quad (11b)$$

Sur la base de cette dernière égalité nous estimons le système suivant :

$$\log \left( \frac{V_{jit}}{V_{j1t}} \right) = \alpha_{ij} + \beta'_i X_{kjt} + \varepsilon_{jit}, \quad i = 2, \dots, m. \quad (12)$$

où  $V_{jit}$  est le volume total d'eau facturé dans la tranche  $i$  à la date  $t$  et dans la ville  $j$ ; et  $\alpha_{ij}$  le vecteur des effets fixes<sup>5</sup>. L'estimation du système d'équations défini en (12) donne le système suivant :

$$\log \left( \widehat{\frac{V_{jit}}{V_{j1t}}} \right) = \widehat{\alpha}_{ij} + \widehat{\beta}'_i X_{kjt}, \quad i = 2, \dots, m. \quad (13a)$$

$$\Rightarrow \log \left( \widehat{\frac{V_{jit}}{V_{j1t}}} \right) - \widehat{\alpha}_{ij} = \widehat{\beta}'_i X_{kjt}, \quad i = 2, \dots, m. \quad (13b)$$

Les équations (10), (11b) et (13b) conduisent aux égalités suivantes :

$$\log(\widehat{\delta}_{ij}(\cdot)) = -\widehat{\alpha}_{ij}, \quad i = 2, \dots, m. \quad (14a)$$

$$\widehat{\delta}_{ij} = e^{-\widehat{\alpha}_{ij}}, \quad i = 2, \dots, m. \quad (14b)$$

$$\widehat{\frac{s_{jit}}{s_{j1t}}} = \frac{\widehat{V_{jit}}}{\widehat{V_{j1t}}} \cdot e^{-\widehat{\alpha}_{ij}}, \quad i = 2, \dots, m. \quad (14c)$$

Au total, une fois estimé le système d'équation (12), les effets fixes et les rapports entre volumes pour chacune des équations du système sont récupérés pour ensuite calculer les rapports de proportions définis par l'équation (14c). En prenant en compte l'égalité  $\sum_{i=1}^m \widehat{s}_{jit} = 1$ , nous déterminons enfin les proportions d'abonnés dans chaque tranche de facturation.

---

<sup>5</sup>Il y a autant de vecteurs d'effets fixes qu'il y a d'équations ie  $(m - 1)$ .

### 3 Les données de l'étude

Pour cette étude, les données sur les consommations, les prix et les abonnés, ont été collectées essentiellement auprès de la SODECI (Société de Distribution d'Eau de Côte d'Ivoire). Ces données sont disponibles pour l'ensemble du pays sur la période 1998-2002 ; mais nous avons retenu dans notre échantillon les 156 communes connectées au réseau de distribution d'eau potable avant le début de la période (1998)<sup>6</sup>. Ceci nous donne une base en panel cylindrique de 780 observations.

Les données socioéconomiques ont été collectées auprès de l'Institut National de la Statistique (INS) et sont issues du recensement général de la population et de l'habitat de 1998 ainsi que des enquêtes "*niveau de vie des ménages*" de 1998 à 2002. Les données utilisées sont toutes des données annuelles. Des données complémentaires ont été collectées auprès de la Direction de l'hydraulique humaine du Ministère des Infrastructures Economiques.

Les données sur la consommation d'eau sont obtenues par le biais des recettes contenues dans les rapports financiers de la SODECI. Ces recettes sont disponibles par tranche, par commune et par année pour toutes les communes du pays. Sur la base de ces rapports, nous calculons les consommations totales et moyennes pour les différentes communes.

La grille tarifaire est la même pour les 156 communes du fait de la politique de péréquation des prix en vigueur dans le pays. Ces prix ont été déflatés au moyen de l'indice des prix à la consommation en prenant l'année 1998 comme base. De cette grille tarifaire, nous calculons un prix moyen du  $m^3$  par année et par commune. Ce prix moyen<sup>7</sup> est égal à la recette totale collectée auprès des ménages (vente d'eau ajoutée au frais de connections et autres dépenses liées à l'eau) divisée par le volume total d'eau distribué aux ménages. Il a été en moyenne de

---

<sup>6</sup>Nous nous sommes arrêtés à 2002 car depuis octobre de cette année là, suite à une rébellion armée, la Côte d'Ivoire se trouve coupée en deux. La guerre a entraîné de vastes mouvements de populations et les données disponibles pour la partie sous le contrôle de la rébellion sont des approximations.

<sup>7</sup>Le tarif en vigueur ne comporte pas de partie fixe. Ainsi, une fois payés les frais de raccordement au service, les abonnés font face à une facture de montant égal à leur consommation multipliée par le prix des mètres cubes selon les tranches.

396  $FCFA/m^3$  durant la période 1998-2002. Cette variable  $PRIX$  est également déflatée avec toujours 1998 comme année de base.  $Lprix$  est son logarithme.

La variable  $REVENU$  utilisée représente en fait les dépenses totales moyennes des ménages au cours de l'année que nous assimilons au revenu permanent. En effet, il n'existe pas en Côte d'Ivoire de données fiables à l'échelle nationale sur le revenu imposable des ménages. Cet état de fait ajouté à la part assez prépondérante du secteur informel dans l'activité économique font des dépenses moyennes la meilleure approximation des revenus. Les données de la SODECI permettent d'avoir pour chaque année et pour chaque commune, les dépenses totales en eau de ses abonnés. Quant à l'INS, ses différentes enquêtes sur le niveau de vie des ménages fournissent, au niveau régional, les parts des dépenses en eau dans les dépenses totales des ménages. Les coefficients obtenus grâce aux données de l'INS ajoutés aux dépenses en eau fournies par l'opérateur nous permettent d'obtenir les dépenses totales des ménages par année et par commune. Il suffit donc de diviser les dépenses ainsi obtenues par le nombre d'abonnés dans chaque commune pour obtenir notre variable revenu. Tout comme le prix, cette variable a également été déflatée avec 1998 comme année de base.  $Lrevenu$  est son logarithme.

Les définitions des variables ainsi que les statistiques descriptives de l'ensemble des variables utilisées dans l'étude sont les suivantes :

$CONSO$  : c'est la variable expliquée dans le modèle global. Elle représente la consommation moyenne d'eau des ménages, par année et par ville. Elle est calculée en divisant le volume total d'eau distribué aux ménages par le nombre d'abonnés. Elle a été en moyenne (non pondérée par le nombre d'abonnés) de  $120 m^3/abonnés$  durant la période 1998-2002.

$VIMP$  : c'est l'équivalent en volume d'eau du montant des factures impayées. Il a été divisé par le nombre d'abonnés pour le ramener à l'échelle du ménage représentatif.

$VIMPV$  : c'est le rapport entre  $VIMP$  et le volume total d'eau distribué aux ménages.

$NXABON$  : c'est le nombre de nouvelles connections au réseau

$ABSNX$  : nous avons en Côte d'Ivoire deux types d'abonnés ; les abonnés subventionnés et les abonnés payants ou normaux. La somme des deux types d'abonnés donne les nou-

veaux abonnés au service (*NXABON*). La variable *ABSNX* correspond à la proportion des abonnés subventionnés dans les nouveaux abonnés.

*A21* : le rapport entre le volume d'eau facturé dans la tranche 2 et la tranche 1 et *LA21* est son logarithme.

*A31* : le rapport entre le volume d'eau facturé dans la tranche 3 et la tranche 1 et *LA31* est son logarithme.

*P21* : le rapport entre le prix moyen de l'eau facturé dans la tranche 2 et celui de la tranche 1 pour un nouvel abonné. Ce prix moyen dans chaque tranche est obtenu en divisant les recettes totales collectées de chaque tranche par le volume d'eau qui y est facturé. Nous avons évidemment fait l'hypothèse de la proportionnalité entre rapport des volumes et nombre d'abonnés pour effectuer ce calcul. *LP21* est son logarithme.

*P31* : elle est obtenue comme *P21* en remplaçant la tranche 2 par la tranche 3 et *LP31* est son logarithme.

*REV2* est le revenu précédemment défini divisé par 100.

*Acces* : cette variable correspond au nombre moyen de personnes ayant accès à l'eau potable par le biais d'un branchement domiciliaire. *Lacces* est son logarithme. Elle est obtenue en multipliant le nombre d'abonnés par la taille moyenne du ménage.

*reseau* : c'est la longueur en kilomètres du réseau de distribution et *Lres* son logarithme

*Rendt* est le rendement du réseau de distribution. Il est obtenu en divisant le volume d'eau facturé par le volume d'eau produit et *Lrendt* son logarithme

*Vmenv* est la proportion du volume d'eau distribué aux ménages dans le volume total d'eau distribué dans le réseau et *Lvmenv* son logarithme. Le tableau 1 donne les statistiques descriptives de ces différentes variables.

TAB. 1 – Statistiques Descriptives

<b>Variab</b> les	<b>Unités</b>	<b>Obs</b>	<b>Mean</b>	<b>Std. Dev.</b>	<b>Min</b>	<b>Max</b>
conso	$m^3/an/abon$	780	120.00	43.231	25.31783	376.03
revenu	$KCFA$	780	2611.20	1087.5	252.5	1.44e+04
prix	$CFA/m^3$	780	396.56	297.7887	85.044	4747.94
nxabon	$ménages$	780	213	468	1	3473
absnx	%	780	0.92	0.11	0.01	0.99
acces	$personnes$	780	15549	31691	266	211329
vimp	$m^3$	780	6.38	5.56	0	81.92
vimpv	%	780	0.58	0.57	0.003	0.31
vmenv	%	780	0.82	0.13	0.34	100
reseau	$km$	780	64.60	175.18	0	2012.1
rendt	%	780	0.87	0.12	0.36	0.91

Notes. Obs est le nombre d'observations (T=5 et N=156)

c'est à dire 156 communes observées sur 5 ans.

## 4 Estimations et résultats

### 4.1 Le choix des blocs

L'analyse économétrique débute par l'estimation du système d'équations de choix de blocs défini par l'équation (12) qui découle du logit multinomial afin d'obtenir les proportions de ménages dans chaque tranche. Puisqu'il y a trois blocs de facturation dans le barème tarifaire, ce système se compose de deux équations dans notre étude. Les deux variables à expliquer sont le logarithme du rapport des volumes d'eau  $LA2$  et  $LA31$  et les variables explicatives sont  $REV2$ ,  $VIMPV$ ,  $ABSNX$ ,  $LP21$  et  $LP31$ . Ces deux dernières variables sont des variables de prix et représentent le rapport entre les prix moyens du  $m^3$  d'eau dans chaque bloc. L'une des hypothèses fondamentales du logit que nous utilisons étant l'identité des caractéristiques pour les différents résultats possibles du choix, nous contraignons les coefficients de ces



deux variables à être les mêmes dans le système estimé et les considérons ainsi comme une caractéristique des communes. Les variables *VIMPV* et *ABSNX* sont vraisemblablement liées au revenu ainsi qu'aux caractéristiques de logement, et par conséquent corrélées à *REV2* à travers les effets fixes spécifiques aux différentes localités. Ainsi, pour l'estimation de ce système, la procédure *within + Triples Moindres Carrées*<sup>8</sup> a été utilisée car elle élimine tous les termes constants. En effet, cette procédure est convergente pour les modèles où il y a un effet individuel, constant tout au long de la période et que les variables ne peuvent capter. En outre, étant donné que tous nos régresseurs varient dans le temps, l'utilisation de cette procédure semble bien appropriée pour cette estimation. Par ailleurs, la présence des impayés (*VIMPV*) dans les équations expose notre système à un éventuel biais d'endogénéité. Avant d'estimer le choix des blocs, nous traitons cette endogénéité à travers le test proposé par Nakamura et Nakamura (1981)<sup>9</sup>, une version du test d'endogénéité de Hausman. Le tableau 2 donne les résultats de ce test.

Pour chacun des systèmes d'équations de choix de blocs, le bloc 1 est pris comme modalité de référence. La première équation de chaque système donne le choix du bloc 2 sur le bloc 1 et la seconde, le choix du bloc 3 sur le premier. Le système 1 est l'estimation du logit multinomial décrit plus haut en supposant l'exogénéité des impayés. Le système 2 représente le test du biais d'endogénéité. Les biais d'endogénéité (*Résid21* et *Résid31*) sont très significatifs dans

---

<sup>8</sup>Pour ce faire, nous avons initialement transformé les variables selon la procédure Within et ensuite appliqué les TSLS aux variables transformées.

<sup>9</sup>Pour ce test, on estime d'abord l'équation en supposant une absence totale d'endogénéité (système 1). Ensuite, la variable suspecte (*Vimpv*) est régressée sur les autres variables de l'équation en y ajoutant d'autres variables censées être exogènes (*Rendt* et *Vmenv*). On y récupère les résidus (*Resid21* et *Resid31*), dénommés biais d'endogénéité, que l'on ajoute comme variables explicatives dans la première équation pour estimer à nouveau cette dernière (système 2). Si le biais d'endogénéité n'est pas significatif, on accepte l'hypothèse d'exogénéité et la toute première estimation est valide. Par contre, si le biais d'endogénéité est significatif, l'hypothèse d'exogénéité est rejetée et on estime de nouveau l'équation initiale (système 3) mais en remplaçant la variable suspecte (*Vimpv*) par sa prédiction (*Vimp21* et *Vimp31*).

TAB. 2 – Test d’Endogénéité de Nakamura et Nakamura

Variables	Système 1		Système 2	
	<i>Bloc 2 / 1</i>	<i>Bloc 3 / 1</i>	<i>Bloc 2 / 1</i>	<i>Bloc 3 / 1</i>
Constante	-	-	-	-
Rev2	3.5045 (6,11)	7.1006 (1,89)	2,0093 (2,71)	- 5,9078 (- 1,18)
Vimpv	- 1,5863 (- 1,95)	1,5596 (0,29)	-13,6218 (- 3,30)	- 105,4583 (- 3,75)
Absnx	- 2,7681 (- 5,43)	- 39,3165 (- 10,20)	- 3,6024 (- 6,44)	- 47,3557 (- 11,02)
Lp21	-1,3907 (- 20,34)		- 1,4346 (- 21,20)	
Lp31		- 1,3907 (- 20,34)		- 1,4346 (- 21,20)
Resid21			12,4575 (2,96)	
Resid31				111,0891 (3,87)

Note. Les nombres entre parenthèse sont les T de Student

ce système ; ce qui nous permet de rejeter l'hypothèse d'exogénéité des impayés. Le système issu du logit est donc à nouveau estimé en prenant les valeurs prédites des impayés ( $Vimp21$  et  $Vimp31$ ) et non leurs valeurs observées.

Une fois corrigée cette endogénéité, nous estimons les choix de blocs opérés par les ménages. Pour respecter les hypothèses du logit utilisé, nous avons contraint les coefficients de  $Vimp21$  et  $Vimp31$  à être égaux. Les résultats de cette dernière estimation sont reportés dans le tableau 3.

TAB. 3 – Estimation des Equations de choix de Blocs

<b>Systeme 3</b>		
<b>Variables</b>	<i>Choix bloc 2 / 1</i>	<i>choix bloc 3 / 1</i>
Constante	-	-
Rev2	2,4520 (3,25)	5,7102 (1,53)
Vimp21	- 10,5046 (- 2,52)	
Vimp31		- 10,5046 (- 2,52)
Absnx	- 3,3121 (- 5,78)	- 39,7660 (- 10,33)
Lp21	- 1,3802 (- 20,00)	
Lp31		- 1,3802 (- 20,00)

Note. Les nombres entre parenthèse sont les T de Student

Tous les coefficients de ce système sont significatifs et ont le signe attendu. Ainsi, l'équation 1 (*Choix bloc 2 / 1*) montre que le revenu a un effet positif sur la probabilité de choisir le bloc 2 par rapport au bloc 1 tandis que les impayés, le prix relatif et la proportion d'abonnés

subventionnés dans les nouveaux abonnés ont un effet négatif sur la probabilité de choisir le bloc 2 par rapport au bloc 1. On retrouve les mêmes conclusions dans l'équation 2 (*Choix bloc 3 / 1*) pour le choix entre les blocs 1 et 3. Ces résultats restent valables lorsqu'on change de bloc de référence. Ainsi, lorsque le bloc 3 est pris comme modalité de référence, tous les coefficients changent de magnitude mais et surtout de signe. Lorsque c'est le bloc 2 qui est pris comme référence, le revenu a un effet positif sur la proportion des ménages qui choisissent le bloc 3 et un effet négatif sur la proportion de ceux qui choisissent le bloc 1. D'autres régressions du même type de systèmes avec d'autres variables de prix ont été menées et confirment les résultats précédents. Mais, de toutes ces spécifications, celle dont les coefficients sont reportés dans le tableau 3 produit de loin les meilleurs résultats. Ainsi, nous les gardons pour la suite de notre exposé.

L'étape suivante de notre étude consiste à déterminer les proportions estimées de ménages dans chaque bloc de facturation. Pour ce faire, comme indiqué dans la section 3, nous récupérerons les effets fixes dans les équations 1 et 2 du système 3 précédent afin de calculer le coefficient qui permet de passer du rapport entre volumes au rapport entre proportions. En utilisant l'équation (14c), les proportions  $s_1$ ,  $s_2$ , et  $s_3$  se calculent aisément. L'analyse des statistiques descriptives des rapports entre volumes prédits par le modèle et les proportions de ménages dans les blocs qui s'ensuit est assez instructive comme le montre le tableau 4.

En effet, d'un côté, le modèle prédit parfaitement les différentes variables à expliquer du système d'équations ( $a_1hat$ ,  $a_2hat$  et  $a_3hat$ ) et de l'autre, les proportions de ménages simulées ( $s_1$ ,  $s_2$  et  $s_3$ ) montrent que notre hypothèse n'implique pas la proportionnalité entre le volume d'eau facturé dans un bloc et le nombre de ménages de ce bloc. Ainsi, on constate que le bloc 1 qui enregistre environ 52,71% des volumes d'eau facturés ( $a_1$ ) ne contient en fait que 37,58% des ménages en moyenne ( $s_1$ ). Par contre le bloc 2 qui ne compte que pour 41,77% des volumes d'eau facturés ( $a_2$ ) contient 54,58% des ménages ( $s_2$ ). Quant au bloc 3, il compte 5,20% et 7,84% respectivement pour les proportions de volumes d'eau ( $a_3$ ) et de ménages ( $s_3$ ). Le bloc 2 représentant la tranche du milieu et ajoutant à cela son épaisseur ( $72 m^3$  contre seulement  $18 m^3$  pour le bloc 1), ces approximations semblent assez proches

TAB. 4 – Proportions estimées de volume d’eau et de ménages par blocs

Variables	Obs	Std. Dev.	Mean	Min	Max
$a_1$	780	0.1091	0.5271	0.19223	0.9274
$a_1hat$	780	0.1079	0.5279	0.1796	0.8285
$s_1$	780	0.0479	0.3758	0.1228	0.5250
$a_2$	780	0.0749	0.4177	0.0725	0.5670
$a_2hat$	780	0.0726	0.4176	0.1708	0.5732
$s_2$	780	0.0514	0.5458	0.2003	0.7133
$a_3$	780	0.0458	0.0552	0.0001	0.3047
$a_3hat$	780	0.0495	0.0544	0.0003	0.3996
$s_3$	780	0.0405	0.0784	0.0174	0.6769

Notes.  $a_i$  est la proportion du volume d’eau facturé dans le bloc  $i$  et

$a_ihat$  sa prédiction.  $s_i$  est la proportion de ménages situés dans le bloc  $i$ .

de la réalité.

## 4.2 La demande agrégée

Une fois obtenues, les proportions sont utilisées pour créer les variables prix moyen  $\widehat{Sprix} = \sum_{i=1}^3 \widehat{s}_{ijt} P_{it}$  et revenu virtuel moyen  $\widehat{Revdiff} = \sum_{i=1}^3 \widehat{s}_{ijt} I_{ijt}$ <sup>10</sup>. Ces deux variables ainsi créées mesureront respectivement dans l’estimation de l’équation agrégée l’effet du prix et du revenu sur la consommation d’eau. Pour compléter la fonction de demande, nous y avons inclus d’autres variables telles que le nombre de personnes ayant accès à l’eau potable grâce à un branchement domiciliaire (*Acces*), le rendement du réseau de distribution (*Rendt*) et l’équivalent en volume d’eau des factures impayées par ménage (*Vimp*).

L’étape finale consiste à estimer les paramètres structurels de la demande d’eau ainsi

<sup>10</sup>Vu le peu de variabilité des prix et donc de la variable différence nous ne dissociions pas cette variable du revenu comme originellement préconisé par Taylor (1975) et Nordin (1976). Avec la spécification retenue, on ne peut tester la relation supposée en théorie entre la variable différence et le revenu .

spécifiée. Pour ce faire nous utilisons la procédure *within + écarts-types robustes*<sup>11</sup>. Par ailleurs, à titre de comparaison, nous avons estimé une autre fonction de demande qui utilise les variables *PRIX* et *REVENU* définies plus haut. En substituant ces variables de prix et de revenu aux variables  $\widehat{Sprix}$  et  $\widehat{Revdiff}$  précédemment définies, la fonction de demande d'eau est à nouveau estimée, dans une spécification *log – log*, avec la procédure *within + écarts-types robustes*. L'ensemble des résultats est présenté dans le tableau 5 où les résultats des estimations par MCO et MCG ont été également reportés.

Le coefficient du prix (en valeur absolue) est sous-estimé par les MCO, tandis que le paramètre sur le revenu est surestimé par les MCO et les MCG, comparés à celui obtenu avec la procédure *within*. De ces estimations, l'élasticité-prix et l'élasticité-revenu<sup>12</sup> sont aisément calculées de même que leur écart-type avec la méthode du delta. Les élasticité-prix et élasticité-revenu obtenues ont le bon signe et sont statistiquement très significatives. En d'autres termes, lorsque le prix de l'eau augmente, les ménages ajustent à la baisse leur consommation moyenne et lorsque leur revenu augmente, les ménages augmentent leur consommation moyenne d'eau.

La procédure des MCO est convergente pour les modèles où il n'y a pas d'hétérogénéité inobservée spécifique à chaque localité et le MCG sont convergentes et efficaces en partant de l'hypothèse que les variables explicatives ne sont pas corrélées à de telles spécificités non observées. La statistique du test de Hausman de la comparaison entre les estimateurs *within* et MCG est  $\chi^2(5) = 70$ ; par conséquent l'hypothèse nulle d'effets aléatoires est rejetée. En d'autres termes, les variables explicatives ne suffisent pas à expliquer la consommation

<sup>11</sup>Les écarts-types robustes correspondent à ceux obtenus en corrigeant la matrice des variances-covariances pour résoudre les problèmes d'hétéroscédasticités inhérents aux données de panel.

<sup>12</sup>Pour les modèles 1, 2 et 3, ces élasticités ont été évaluées au point moyen pondéré par le nombre d'abonnés de chaque commune, c'est à dire :

$$E_p = \text{--[sprix]} * \sum_{i=1}^{156} \frac{Abon_i}{Abon} * \frac{\overline{sprix}_i}{\overline{conso}_i}$$

$$E_R = \text{--[revdiff]} * \sum_{i=1}^{156} \frac{Abon_i}{Abon} * \frac{\overline{revdiff}_i}{\overline{conso}_i}$$

Pour le modèle 4, étant donné la spécification *log – log*, la régression donne directement les élasticités.

TAB. 5 – Estimation de la Demande Aggrégée

Variables	MCO	MCG	within	log-log
Constante	145.0672 (5.06)	202.5074 (9.75)	- -	- -
Prix	-3.7639 (-3.94)	-5.6079 (-8.28)	-4.6746 (-7.57)	
Lprix				- 0,5807 (- 9,55)
Revenu	1.5527 (4.13)	0.9032 (3.79)	0.7371 (3.58)	
Lrevenu				0,5264 (13,50)
Vimp	0.5809 (1.48)	0.2082 (1.50)	0.2037 (1.98)	0,0052 (1,33)
Acces	0.6767 (8.11)	0.5149 (5.52)	-0.7197 (-5.22)	- 0,4023 (- 10,90)
Rendt	0.2847 (2.63)	0.4611 (4.92)	0.5334 (5.57)	0,1669 (4,72)
$R^2$	0.5294	0.4775	0.5406	0,75
N	780	780	780	780
Elast-prix	- 0,6531 (- 3,94)	- 0,9730 (- 8,27)	- 0,8119 (7,57)	- 0,5807 (- 9,55)
Elast-rev	0,3059 (4,13)	0,1780 (3,80)	0,1453 (3,58)	0,5264 (13,50)

Note. Les nombres entre parenthèse sont les T de Student

moyenne par abonné et il existe un effet individuel, constant tout au long de la période, que ces variables ne peuvent capter. Ainsi, les estimateurs MCO et MCG (tous convergents sous la spécification effets aléatoires) sont rejetés au profit du modèle à effets fixes.

Le modèle *log-log* du tableau 5 est une méthode d'estimation efficiente d'une fonction de demande d'eau sous une tarification linéaire. Dans un premier temps, nous analysons l'endogénéité de la variable prix utilisée. Pour ce faire, le prix est instrumenté par des variables censées être exogènes (réseau, rendt, nxabon et vmenv). La statistique du test de Hausman pour la comparaison entre *within* et *within* instrumenté est  $\chi^2(4) = 0.41$ ; par conséquent l'hypothèse nulle d'exogénéité du prix n'est pas rejetée. Donc, nous n'avons pas besoin d'instrumenter la variable prix car le test conduit à accepter son exogénéité. Dans un second temps, nous étudions la présence de corrélation éventuelle entre les variables explicatives et le terme d'effet individuel. La statistique du test de Hausman pour la comparaison entre *within* et MCG est  $\chi^2(5) = 117.92$ ; par conséquent l'hypothèse nulle d'absence de corrélation entre effets fixes et variables explicatives (absence d'effets aléatoires) est fortement rejetée. Ici, les estimateurs MCG sont également rejetés au profit du modèle à effets fixes<sup>13</sup>. L'avantage de ce modèle *log-log* est que ses paramètres estimés sont directement des élasticités. Cependant, de par sa construction, il ignore totalement la structure par blocs du tarif étudié et l'estimation perd du coup certaines informations notamment le choix des blocs opérés par les ménages. Ainsi, de toutes les spécifications du tableau 5, celle de la colonne dénommée *within* semble la plus proche de la réalité. Par conséquent, nous utiliserons les estimations de paramètres structurels qui y sont reportées pour tirer les conclusions de notre étude.

Avec les paramètres estimés de la procédure *within*, l'élasticité-prix est égale à  $-0.8119$  (écart-type de 0.1072) et l'élasticité-revenu est égale à 0.1453 (écart-type de 0.0406). Ces deux coefficients sont très significatifs. Ils indiquent qu'en moyenne, en Côte d'Ivoire, pour une hausse de 1% du prix de l'eau, les ménages baissent de 0,81% leur consommation; et pour une

---

<sup>13</sup>L'analyse n'a pu être conduite jusqu'aux estimations plus efficientes proposées par Breusch, Schmidt et Mizon (1989) faute d'instruments valides. Cependant, ayant tous nos régresseurs variants dans le temps, on peut se limiter à cette étape car tous nos paramètres sont identifiés.



hausse de 1% de leur revenu, les ménages augmentent de 0,15% leur consommation de ce bien. Par conséquent, l'eau en Côte d'Ivoire peut être considérée, selon la théorie microéconomique, comme un bien de première nécessité ; c'est-à-dire un bien normal (élasticité-revenu positive et inférieure à 1) dont la demande est inélastique (une élasticité-prix inférieure en valeur absolue à 1). Ces paramètres estimés sont cependant très élevés en magnitude par rapport à ceux obtenus dans des études similaires portant sur les pays riches. Cette différence de magnitude semble cohérente avec l'idée selon laquelle, en moyenne, plus les populations sont pauvres plus elles prêtent d'attention à leurs dépenses et aux fluctuations de prix des biens de consommation courante. Il n'existe malheureusement pas à notre connaissance d'études sur la demande d'eau pour les pays de la région afin de faire des comparaisons.

D'autres variables incluses dans la fonction de demande estimée permettent de faire ressortir certains effets. La variable *Acces* a un effet négatif sur la consommation moyenne des ménages. Cet effet est assez intuitif car il montre que plus le nombre de personnes ayant accès à l'eau potable par le biais d'un robinet à domicile augmente, plus la consommation moyenne d'eau des ménages baisse. Ceci reflète une certaine réalité des PVD et donc de la Côte d'Ivoire, à savoir la présence de compteurs collectifs dans les logements collectifs ("*cours communes*" selon la terminologie locale). Le compteur appartient en général à un ménage (le mieux nanti dans bien des cas) et les autres ménages de la *cour commune* viennent s'y approvisionner en eau potable (buvable et/ou utilisable pour la cuisine). A l'exception notable des communes d'Abidjan, ces cours communes sont le plus souvent équipées de puits où est puisée l'eau servant pour les autres usages domestiques (vaisselle, lessive, etc.). Partant de cette situation, la pose d'un second compteur dans une telle habitation - même si elle accroît la consommation totale d'eau - se traduit inéluctablement par la baisse de l'eau facturée au premier ménage. Ainsi, le développement des compteurs individuels encouragé par la SODECI par le biais des branchements subventionnés accroît certes la consommation totale d'eau mais entraîne la baisse de la consommation moyenne des ménages déjà connectés dans l'environnement décrit. Ceci est d'ailleurs assez intéressant pour les ménages car sous la tarification par blocs progressifs en vigueur, l'usage collectif fait facilement monter la consommation d'eau dans

les tranches supérieures où les prix marginaux sont plus élevés. Le rendement du réseau de distribution (*Rendt*) a un effet positif sur la consommation d'eau. Cela indique que les réseaux les plus efficaces (moins de fuites d'eau) sont également ceux où les niveaux de consommation d'eau sont relativement les plus élevés. Enfin, les impayés (*Vimp*) ont un effet positif sur la consommation des ménages. A première vue, cet effet paraît contre-intuitif. Mais une explication pourrait résider dans l'externalité positive sur les abonnés induite par les déconnexions suites aux factures impayées. En effet, grâce à un système efficace de comptage et de facturation, le taux de recouvrement de la SODECI est assez élevé et par ricochet les déconnexions pour arriérés. Ainsi, l'interruption de la fourniture d'eau aux mauvais payeurs entraîne la décongestion du réseau et donc une réduction des baisses de pression aux heures de pointe. Cette réduction se traduit *in fine* par l'augmentation de la consommation des autres ménages restants connectés au réseau.

## 5 Spécificités régionales de la demande en eau

La SODECI est le seul opérateur d'eau potable en Côte d'Ivoire et sa concession couvre toutes les zones urbaines du pays. Cependant, les conditions socio-économiques et climatiques sont assez différentes d'une région à l'autre dans le pays et il en résulte très certainement des consommations d'eau assez différentes. Dans l'optique d'une gestion plus efficace de ses activités, l'opérateur a découpé son périmètre de concession en 10 zones dénommées Directions Régionales (DR). Une DR est composée d'un ensemble de villes et le critère de regroupement est essentiellement la proximité géographique. Ainsi, pour prendre en compte l'hétérogénéité des différentes régions du pays, nous reprenons les estimations de la demande agrégée au niveau des directions régionales de la SODECI.

Comme pour l'estimation de la demande agrégée au niveau national, nous testons l'hypothèse nulle d'effets aléatoires par le biais d'un test d'Hausman. Les résultats des différents tests sont reportés dans le tableau 6. Tout comme dans la demande au niveau national les statistiques d'Hausman sont supérieures à la valeur du Khi-deux au seuil de 1% pour quatre

TAB. 6 – Test de Hausman DR

Régions	ddl	$\chi^2$	$P > \chi^2$
Sud Ouest	4	3,67	0,4525
Korhogo	4	13,55	0,0089
Daloa	5	61,13	0,0000
Bouaké	5	4,12	0,5318
Basse Côte	4	3,22	0,5218
Abengourou	4	3,31	0,5071
Yamoussoukro	4	0,62	0,9608
Man	4	11,83	0,0187
Abidjan Nord	4	26,90	0,0000
Abidjan Sud	4	7,21	0,1253

Note. ddl désigne le degré de liberté.

DRs (Korhogo, Daloa, Man et Abidjan Nord). Il y a donc présence d'effets fixes individuels constants tout au long de la période concernant laquelle nous utilisons comme précédemment la procédure within pour estimer la demande agrégée. A l'opposé, les statistiques d'Hausman sont inférieures à la valeur du Khi-deux au seuil de 5% pour les six autres DRs. Pour ces six régions, il n'y a donc pas d'effets fixes et les variables explicatives choisies dans l'équation de demande suffisent à expliquer la consommation moyenne d'eau dans ces régions. Nous estimons donc la fonction de demande d'eau par la méthode des Moindres Carrées Généralisées.

Pour les dix demandes agrégées d'eau ainsi estimées, nous nous limiterons à l'analyse des élasticité-prix et élasticité-revenu que nous avons reportées dans le tableau 7. Les élasticités calculées sont en moyenne supérieures à celles obtenues au niveau national. En termes de revenu, l'élasticité régionale est inférieure à l'élasticité au niveau national (0,1453) pour trois DRs (Bouaké, Abengourou et Man). Mais ces élasticités ne sont pas statistiquement significatives. En d'autres termes, le revenu n'a pas d'effets sur les décisions de consommation

d'eau dans ces localités. A contrario, ces trois régions ont les élasticités-prix les plus élevées et celles-ci sont statistiquement très significatives. Pour ces régions, le prix semblent donc être l'élément qui conditionne le plus les décisions de consommation d'eau potable. En termes de prix, seule la région de Yamoussoukro a une élasticité nettement inférieure à l'élasticité-prix nationale (-0,8119) mais celle-ci n'est pas statistiquement significative.

TAB. 7 – Elasticité-prix et Elasticité-revenu par DR

Régions	Elast-prix		Elast-revenu	
Sud Ouest	-1,3128	(5,51)	0,5460	(6,90)
Korhogo	-0,7684	(6,21)	0,2492	(6,00)
Daloa	-1,4415	(9,50)	0,5697	(10,38)
Bouaké	-1,5788	(5,15)	0,1255	(1,58)
Basse Côte	-0,9996	(4,67)	0,2047	(3,19)
Abengourou	-1,4469	(3,98)	0,1216	(1,48)
Yamoussoukro	-0,2886	(1,33)	0,4998	(6,82)
Man	-1,5933	(8,30)	-0,0023	(0,04)
Abidjan Nord	-1,4334	(3,20)	0,3765	(4,75)
Abidjan Sud	-0,8417	(1,81)	0,4126	(3,25)

Notes. Les nombres entre parenthèses sont les  $|T|$  de student

Au total, au niveau national et encore plus au niveau régional, les élasticités, notamment les élasticité-prix, sont assez élevées et cela pourraient s'expliquer par la pauvreté de la plupart des ménages ivoiriens. En effet, selon l'indice de développement humain (IDH) de la Banque mondiale, la Côte d'Ivoire est classée 164<sup>e</sup> sur 183 pays et 48,8% de sa population vit avec moins de 2 dollars US par jour. Par ailleurs, à l'exception des communes de Zone 4 et Cocody (où vit en général la frange la plus aisée de la population d'Abidjan et même du pays), il existe des sources d'approvisionnement alternatives en eau potable. Ces solutions vont des revendeurs indépendants d'eau jusqu'aux puits, selon les localités.

## 6 Analyse de bien-être

Dans la section précédente, nous nous sommes limités à une approche positive de la théorie du consommateur en dérivant des fonctions de demande en eau. La connaissance de ces fonctions est cependant utile aux décideurs publics, à bien des égards, et permet de mener une approche normative du comportement des ménages. Plus particulièrement, les fonctions de demande permettent l'évaluation en termes monétaires du bien-être des usagers suite à un changement de prix. Les variations du bien-être peuvent être obtenues aisément et avec exactitude à partir des fonctions d'utilité indirectes. Cette méthode proposée par John Hicks a permis de définir deux célèbres mesures du bien-être des usagers suite à une variation de prix : la *variation compensatoire (VC)* et la *variation équivalente (VE)* du revenu. Dans la pratique, les fonctions d'utilité indirectes ainsi que les fonctions de demandes proposées par Hicks sont difficiles à quantifier et estimer. Ainsi, pour contourner cette difficulté, la plupart des études empiriques s'en remettent aux variations de surplus directement calculées à partir des fonctions de demande proposées par Alfred Marshall. Par ailleurs, Willig (1976) et Hausman (1981) démontrent - dans le cas d'une variation du prix d'un seul bien - qu'il est possible de calculer les variations exactes de bien-être (VC et VE) directement à partir des estimations des fonctions de demande Marshalliennes.

Dans ce qui suit, nous nous proposons d'évaluer l'impact monétaire dans deux cas de variation de prix en Côte d'Ivoire. D'un côté, nous simulons une hausse de 10 et 20% du prix moyen du  $m^3$  d'eau. De l'autre, nous simulons une politique tarifaire qui consisterait en une hausse de 10% du prix marginal du bloc 1 et une baisse de 5% du prix marginal du bloc 3, celui du bloc 2 restant inchangé. L'année de référence est la dernière année de notre base de données, c'est à dire 2002. Ces scénarios - même si elles sont essentiellement exploratoires - sont motivés par le prix du  $m^3$  jugé assez bas pour les tranches inférieures.

## 6.1 Hausse du prix moyen

Le prix moyen considéré, est celui obtenu en pondérant les prix marginaux des différents blocs par la proportion de volume d'eau qui y est facturé. En termes de variation du bien-être, nous évaluons la variation du surplus ainsi que la VC définie par Hausman. Nous obtenons sur l'échantillon les résultats présentés dans le tableau 8.

TAB. 8 – Mesure de la Variation de Bien-être pour le prix moyen

Scénarios	variation du surplus (F CFA)			VC (F CFA)		
	Min	Max	Moy	Min	Max	Moy
Hausse du prix de 10%	401	2693	1241	436	3564	1511
Hausse du prix de 20%	774	5194	2394	885	7532	3153

La variation du surplus a été directement calculée à partir des demandes marshaliennes

La variation compensatoire (VC) a été calculée à partir de la méthode de Hausman

La variation du surplus calculée directement à partir des demandes marshaliennes et la variation compensatoire (VC) calculée à partir de la méthode de Hausman donnent des résultats sensiblement différents. Dans les différents scénarios, la mesure exacte de la variation du bien-être représentée par la VC est supérieure à son approximation représentée par la variation du surplus, ce qui confirme l'approximation de Willig ( $VC \approx \Delta S + \frac{\eta(\Delta S)^2}{2R}$ ). En termes de variation compensatoire, une augmentation du prix moyen de l'eau de 10% se traduirait en moyenne en Côte d'Ivoire par une réduction du bien-être des ménages de l'ordre de 1511 F CFA (2,30 euros) par ménage et par an. De même, une augmentation du prix moyen de l'eau de 20% se traduirait en moyenne par une réduction du bien-être des ménages de l'ordre de 3153 F CFA (4,81 euros) par ménage et par an.

## 6.2 Variation des prix marginaux

Dans la pratique, les variations de prix moyens sont en fait induites par celles des prix marginaux. Envisageons donc les deux réformes tarifaires suivantes. La première (resp. la seconde) consiste en une hausse de 10% (resp. 20%) du prix marginal dans le bloc 1 et une baisse de 5% (resp. 10%) de celui du bloc 3 ; le prix dans le bloc 2 restant constant. De telles réformes ont un effet sur le prix moyen de vente du  $m^3$ , sur les choix de blocs opérés par les ménages ainsi que sur leur bien-être. Le tableau 9 résume les résultats de ces deux politiques tarifaires.

Avec la première politique (resp. la seconde) la proportion de ménages dans le bloc 1 ( $s_1$ ) baisse et passe de 37,58% à 34,38% (resp. 31,53%). A l'opposé, les deux autres blocs enregistrent plus de ménages que dans la situation initiale. Ainsi,  $s_2$  passe de 54,58% à 56,87% (resp. 58,75%) et  $s_3$  passe de 7,84% à 8,75% (resp. 9,72%) respectivement avec les réformes tarifaires 1 et 2. Ces mouvements de ménages dans les blocs tarifaires s'expliquent par le fait que les deux politiques simulées rendent le bloc 1 relativement plus coûteux que le bloc 2 lui-même plus coûteux que le bloc 3. Par conséquent certains ménages initialement dans le bloc 1 migrent vers le bloc 2 tandis que d'autres initialement dans ce dernier bloc migrent vers le bloc 3.

Nous avons également reporté dans le tableau 9 les variations du prix moyen du  $m^3$  qui résulteraient de ces variations de prix marginaux. Ainsi, la première réforme (resp. la seconde) entraîne une hausse de 1,89% (resp. 3,64%) du prix moyen qui passe de 276,62 F CFA à 281,79 F CFA (resp. 286,69 F CFA). Avec ces variations du prix moyen, nous pouvons aisément évaluer, comme précédemment, les variations du bien-être induites par ces politiques tarifaires. Nous nous sommes limités au calcul de la variation compensatoire VC, également reportée dans le tableau 9.

Dans les deux cas, la perte de bien-être au niveau national est assez faible ; en moyenne 258 F CFA avec la première politique et 515 F CFA avec la seconde. Il est certain que ces montants à l'échelle nationale cachent des disparités régionales que nous envisagerons dans des études ultérieures. Enfin, les variantes de ces politiques qui consisteraient en une

TAB. 9 – Mesure de la Variation de Bien-être pour le prix marginal

Scénario	Proportions de ménages				VC (F CFA)		
	$s_1$	$s_2$	$s_3$	$P$	Min	Max	Moy
Initiale	0,3758	0,5458	0,0784	276,62	-	-	-
réforme 1	0,3438	0,5687	0,0875	281,79	80	584	258
réforme 2	0,3153	0,5875	0,0972	286,69	155	1184	515

Les  $s_i$  sont les proportions de ménages dans les différents blocs  $i$ .

$P$  est le prix moyen du  $m^3$  d'eau dans les différents schémas.

variation des prix marginaux des blocs tout en laissant inchangé le prix moyen induit (ou de façon équivalente le bien-être) peuvent être envisagées. Elles auraient pour effets de modifier la répartition des ménages entre les blocs de consommation des schémas tarifaires.

Ces simulations de politiques tarifaires ainsi que les variations du bien-être et les choix de blocs qu'elles induisent, peuvent guider les décideurs publics à établir des schémas de partage efficace de la ressource en eau lorsque celle-ci est rare. Par exemple, calculée pour chaque type d'usagers, la variation compensatoire doit orienter les gestionnaires de l'eau dans leurs choix d'attribution de la ressource, un partage efficace d'une ressource rare étant obtenu en égalisant les prix de vente aux valorisations marginales des différents types d'usagers (ménages, agriculteurs, industriels, etc).

## Conclusion

L'objectif de ce travail était d'estimer une fonction de demande d'eau pour avoir une idée de l'effet du prix et du revenu sur la consommation d'eau des ménages. La fonction de demande spécifiée repose sur l'hypothèse de séparabilité entre l'eau et les autres biens. Cette hypothèse est justifiée par l'absence de biens totalement complémentaires ou substituables à l'eau potable. En outre, cette fonction de demande, linéaire et localement flexible dans les paramètres, satisfait les conditions d'intégrabilité et on en dérive aisément la fonction



d'utilité qui lui est associée.

A partir de travaux récents sur le sujet, nous avons estimé une fonction de demande d'eau agrégée sous une tarification de type "blocs progressifs". L'estimation en deux étapes que cette forme de tarification suggère a été appliquée. Dans la première étape, pour pallier l'absence d'informations sur les proportions d'individus à l'intérieur de chaque bloc, une méthode d'approximation de celles-ci basée sur le volume d'eau facturé dans chaque tranche a été adoptée. Le modèle considéré à cette étape indique que le revenu a un effet positif sur le choix des tranches de facturation supérieures tandis que le prix relatif du bloc, les impayés et la proportion d'abonnés subventionnés conduisent les ménages à choisir les blocs inférieurs. Dans la seconde étape, l'estimation globale de la fonction de demande agrégée fait apparaître, dans la spécification la plus appropriée à notre sens, une élasticité-prix de -0,81 et une élasticité-revenu de 0,15. Ces estimations confèrent à l'eau potable sa qualité de bien de première nécessité selon la théorie microéconomique. Par ailleurs, ces coefficients, assez élevés eu égard à ceux obtenus dans les pays riches (Etats Unis, Canada, France et Espagne notamment), semblent cohérents avec l'hypothèse selon laquelle plus le ménage est riche, moins il est sensible à ses dépenses en biens de première nécessité en particulier sa facture d'eau.

Cette étude sur la demande d'eau est une première en Côte d'Ivoire et à notre connaissance dans toute la région Afrique de l'Ouest. Mais le peu de variabilité du prix de l'eau durant notre période d'étude ajouté à la méthode d'approximation utilisée dans la première étape de l'estimation nous obligent à tempérer quelque peu notre enthousiasme vis-à-vis des résultats ainsi obtenus. Des études ultérieures avec notamment une base de données plus riche sont nécessaires pour valider ces paramètres estimés.

## Références

- [1] Agthe, D., et R. Billings (1996). Water-Price Effect on Residential and Apartment Low-Flow Fixtures. *Journal of Water Resources Planning and Management*, pp. 20-23.
- [2] Arbués, F., Garcia-Valiñas M. and Martinez-Espiñeira R. (2003). Estimation of Residential Water Demand : A State of the Art Review. *Journal of Socio-Economics*, 32 (2003), 81-102.
- [3] Ballay D. et Boistard P. (1987). Consommation Domestique et Prix de l'Eau Potable. Evolution en France de 1975 à 1990. *Techniques, Sciences, Méthodes*, 465-474.
- [4] Billings, B. (1982). Specification of Block Rate Price Variables in Demand Models. *Land Economics*, 58(3), 386-394.
- [5] Boistard P. (1993). Influence du Prix de de l'Eau sur la Consommation des Usagers Domestiques en France. *Revue des Sciences de l'Eau*, 6(1993), 335-352.
- [6] Burtless, G. and J. Hausman (1979). The Effects of Taxation on Labor Supply. *Journal of Political Economy*, 86, 1103-1130.
- [7] Chicoine, D., S. Deller, et G. Ramamurthy (1986a). Water Demand Estimation Under Block Rate Pricing : A Simultaneous Equation Approach. *Water Resources Research*, 22(6), 859-863.
- [8] Collignon, B. (2002). Urban Water Supply Innovations in Côte d'Ivoire : How Cross-Subsidies Help the Poor. Water and Sanitation Program - Africa, 2002.
- [9] Collignon, B., R. Taisne, et J.-M. S. Kouadio (2000). Water and Sanitation for the Urban Poor in Côte d'Ivoire. Water and Sanitation Program - Africa, 2002.
- [10] Corral, L., A.C. Fisher, et N.W. Hatch (1998). Price and Non-Price Influences on Water Conservation : An Econometric Model o Aggregate Demand under Nonlinear Budget Constraint ; Working Paper University of California, Berkeley.
- [11] Diakité, D.(2007) : *L'eau à Usage Résidentiel en Côte d'Ivoire : Une Analyse Economique de la Demande, des Coûts d'Alimentation et de la Tarification*. Thèse de Doctorat, Université de Toulouse I - Sciences Sociales.

- [12] Diakité, D., A. Semenov, and A. Thomas (2009). A Proposal for Social Pricing of Water Supply in Côte d'Ivoire. *Journal of Development Economics*, 88 (2009), 258-268.
- [13] Foster, J. H., et B. Beattie (1981). On the Specification of Prices in Studies of Consumer Demand under Block Price Scheduling. *Land Economics*, 57, 624-629.
- [14] Gibbs, K. (1978). Price Variable in Residential Water Demand Models. *Water Resources Research*, 14(1), 15-18.
- [15] Hansen, L. (1996). Water and Energy Price Impacts on Residential Water Demand in Copenhagen. *Land Economics*, 72(1), 66-79.
- [16] Hausman J. A. et Taylor W. E. (1981). Panel Data and Unobservable Individual Effects. *Econometrica*, 49(6), 1377-1398.
- [17] Hewitt, J. A., and M. Hanemann (1995). A Discrete/Continuous Choice Approach to Residential Water Demand under Block Rate Pricing. *Land Economics*, 71(2), 173-192.
- [18] Höglund, L. (1997). Estimation of Household Demand for Water in Sweden and its Implications for a Potential Tax on Water Use. *Miméo*, University of Göteborg.
- [19] Houston, D. (1982). Revenues Effects from Changes in a Declining Block Pricing Structure. *Land Economics*, 58(3), 351-363.
- [20] Howe, Charles W. (1982). The Impact of Price on Residential Water Demand : Some New Insights. *Water Resources Research*, 18(4), 713-716.
- [21] Jones, C. V., and J. R. Morris (1984). Instrumental Price Estimates and Residential Water Demand. *Water Resources Research*, 20, 197-202
- [22] Martinez-Espiñeira, R., (2003). Estimating Water Demand under Increasing Block Tariffs Using Aggregate Data and Proportions of Users per Block. *Environmental and Resource Economics* 26 (1) 5-23.
- [23] Moffitt, R. (1990). The Econometrics of Kinked Budget Constraints. *Journal of Economic Perspectives*. 4 (2), 119-139.
- [24] Nakamura, A. and M. Nakamura (1981). On the Relationships Among Several Specification Error Tests Presented by Durbin, Wu and Hausman. *Econometrica*, 49, 1583-1588.

- [25] Nauges, C. et A. Reynaud (2001). Estimation de la Demande Domestique d'Eau Potable en France. *Revue Economique*, 52(1), 167-185.
- [26] Nauges, C. et A. Thomas (2000). Privately-operated Water Utilities, Municipal Price Negotiation, and Estimation of Residential Water Demand : The Case of France. *Land Economics*, 76(1), 2000, 68-85.
- [27] Nauges, C. et A. Thomas (2003). Long-run study of residential water consumption with an application to a sample of French communities. *Environmental and Resource Economics*, 26, 25-43, 2003.
- [28] Nieswiadomy, M., et D. Molina (1989). Comparing Residential Water Demand Estimates Under Decreasing and Increasing Block Rates Using Household Data. *Land Economics*, 65(3), 281-289.
- [29] Nordin, J.A. (1976). A Proposed Modification of Taylor's Demand Analysis : Comment. *The Bell Journal of Economics*, 7(2), 719-721.
- [30] Point, P. (1993). Partage de la Ressource en Eau et Demande d'Alimentation en Eau Potable. *Revue Economique*, 4, 849-862.
- [31] Renwick, M., et S. Archibald (1998). Demand Side Management Policies for Residential Water Use : Who Bears the Conservation Burden. *Land Economics*, 74(3), 343-359.
- [32] Shefter, J., et E. David (1985). Estimating Residential Water Demand Under Multi-part Tariffs Using Aggregate Data. *Land Economics*, 61(3), 21-33.
- [33] Shin J. (1985). Perception of Price when Price Information is Costly : Evidence from Residential Electricity Demand. *Revue d'Economie et Statistiques*, 67 (4), 591-598.
- [34] Taylor, L. D. (1975). The Demand for Electricity : A Survey. *The Bell Journal of Economics*, 6(1), 74-110.
- [35] Van Humbeeck, P. (2001). Water pricing in Flanders, the 1997 reform in the domestic water supply sector. In *Pricing water, economics, environment and society : conference proceedings, Sintra, Portugal (6-7 September 1999)*. European Communities Editions, Luxembourg, pp. 195-201.

- [36] Wollack, F. A.(1994). An Econometric Analysis of the Asymmetric Information, Regulator-Utility Interaction. *Annales d'Economie et de Statistiques*, 34, 13-69.