

La demande domestique d'eau potable : une étude sur un *panel* de communes ivoiriennes

Daouda Diakité et Alban Thomas

Volume 87, numéro 3, septembre 2011

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/1009277ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/1009277ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Diakité, D. & Thomas, A. (2011). La demande domestique d'eau potable : une étude sur un *panel* de communes ivoiriennes. *L'Actualité économique*, 87(3), 269–299. <https://doi.org/10.7202/1009277ar>

Résumé de l'article

Dans cet article, nous estimons une fonction de demande d'eau potable pour les communes ivoiriennes, en présence d'une tarification progressive par paliers. Sur la base des applications de Nordin (1976), Corral *et al.* (1998) et Martinez-Espiñeira (2003) et en l'absence de données individuelles, nous estimons dans une première étape la proportion d'usagers associée à chaque tranche du tarif. L'estimation de la fonction de demande agrégée dans la seconde étape fait apparaître des élasticités-prix et revenu assez fortes et significatives, évaluées respectivement à -0,81 et 0,15. Ces estimations sont utilisées pour simuler l'impact de réformes tarifaires et leur impact sur le bien-être des usagers.

LA DEMANDE DOMESTIQUE D'EAU POTABLE : UNE ÉTUDE SUR UN *PANEL* DE COMMUNES IVOIRIENNES

Daouda DIAKITÉ

CÉMOI

Université de la Réunion

ddiakite@univ-reunion.fr

Alban THOMAS

LERNA, INRA

Toulouse School of Economics

thomas@toulouse.inra.fr

RÉSUMÉ – Dans cet article, nous estimons une fonction de demande d'eau potable pour les communes ivoiriennes, en présence d'une tarification progressive par paliers. Sur la base des applications de Nordin (1976), Corral *et al.* (1998) et Martinez-Espiñeira (2003) et en l'absence de données individuelles, nous estimons dans une première étape la proportion d'usagers associée à chaque tranche du tarif. L'estimation de la fonction de demande agrégée dans la seconde étape fait apparaître des élasticités-prix et revenu assez fortes et significatives, évaluées respectivement à -0,81 et 0,15. Ces estimations sont utilisées pour simuler l'impact de réformes tarifaires et leur impact sur le bien-être des usagers.

INTRODUCTION

L'eau en général et l'eau potable en particulier sont au coeur de la plupart des activités humaines aussi bien de production que de consommation. Au niveau mondial, les consommations d'eau ont augmenté ces 35 dernières années à un rythme annuel de 4 à 8 %. Selon la Banque mondiale (1996), 69 % des 3240 km³ 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 constitue une ressource indispensable pour toute l'humanité, la problématique de l'eau se pose en des termes différents d'une région à une autre du globe, notamment entre pays développés et pays en voie de développement (PED). Si les consommations se stabilisent voire diminuent dans les pays industrialisés, elles augmentent considérablement dans les PED, en raison de la croissance démographique, du développement de l'irrigation et de la modification

des pratiques de consommation. Dans les pays riches, les caractéristiques économiques du secteur sont maintenant bien connues et maîtrisées. À l'opposé, la situation des PED, 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 efficace d'une part (affecter la ressource en eau à ceux qui la valorisent le mieux) et d'autre part, équitable (garantir l'accès à tous). Parler de fonction de demande en eau revient à considérer l'eau comme un bien économique. La conférence de Dublin en 1992 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 disposer d'une unité supplémentaire. Cependant, comme il n'existe pas de marché à proprement parler pour l'eau, il est difficile d'en estimer la valeur. L'on doit alors se limiter à estimer des fonctions de demande ou de coût de production afin d'en déduire un indicateur de sa valorisation économique. L'estimation d'une fonction de demande en eau constitue un moyen parmi 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 d'estimer une fonction de demande d'eau des ménages en Côte d'Ivoire, afin d'en déduire l'élasticité-prix et l'élasticité-revenu. Notre travail porte exclusivement sur l'usage résidentiel de l'eau et nous ne traiterons donc pas de la demande pour les deux autres types d'usage (industrie et agriculture). L'analyse empirique porte sur une base de données de 156 localités observées sur 5 années (de 1998 à 2002). La particularité de l'approche proposée réside dans l'utilisation de données agrégées au niveau communal, en l'absence de variables collectées au niveau des ménages. Nous proposons dans cet article une spécification de la fonction de demande individuelle, compatible avec la version agrégée et s'inspirant du cadre d'analyse de Nordin (1976), Corral *et al.* (1998) et Martinez-Espiñeira (2003), ainsi qu'une méthode d'estimation convergente et efficace des paramètres d'intérêt. Contrairement à la plupart des études antérieures, nous exploitons la double dimension individuelle et temporelle des données de consommation, permettant par exemple d'explorer les disparités régionales de la demande en eau potable. Plus précisément, nous estimons dans une première étape les proportions d'abonnés au réseau dans chaque tranche de tarification, puis nous estimons la fonction de demande agrégée au niveau communal dans une seconde étape. Nous appliquons les tests de spécification et les estimateurs dédiés aux données de *panel* à chaque étape, et plus précisément ceux permettant de contrôler la présence d'effets individuels communaux inobservables corrélés avec les variables explicatives. La première section contient une revue de la littérature existante sur l'estimation de la demande en eau potable. Nous présentons

dans la deuxième section les modèles économique et économétrique envisagés, adaptés à la tarification par paliers. Les données utilisées, obtenues pour la plupart auprès de l'opérateur SODECI (Société de Distribution d'Eau de Côte d'Ivoire), sont détaillées à la section 3. Les résultats d'estimation sont présentés à la quatrième section, concernant le choix des tranches de consommation, les élasticités-prix et revenu et les spécificités régionales de la demande en eau. L'analyse de bien-être de la section 5 est associée à l'évaluation de l'impact de réformes tarifaires (modification du prix moyen ou de certaines composantes du tarif). Les remarques de conclusion figurent dans la sixième section.

1. UNE REVUE DE LA LITTÉRATURE

Les premières études sur la demande d'eau à usage résidentiel sont apparues aux États-Unis à la fin des années soixante (Howe, 1967; Gibbs, 1978; Danielson, 1979 et Foster, 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. À cette époque, il était déjà question de réguler, à travers les prix comme instrument économique privilégié, la demande d'eau étant donné les limites d'une politique d'offre basée sur la mobilisation de plus en plus coûteuse de nouvelles ressources. Les économistes ont alors estimé l'élasticité-prix afin d'évaluer l'impact sur la demande domestique des politiques de gestion de la demande (*demand-side management*) basées sur la tarification. Les années quatre-vingt virent ensuite se développer de nombreux travaux selon deux axes, le premier concernant la spécification appropriée de la fonction de demande domestique en eau et le second relatif au développement des méthodes économétriques adaptées 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, qui sont alors supposées être constantes pour tous les niveaux de consommation. 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 considérer 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 électroménagers,...) 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-vingt. L'objet du désaccord est le type de prix à inclure dans la fonction de demande. 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 (1986) du consommateur, basée sur l'égalisation du surplus marginal au coût marginal, conduit à préférer le prix marginal plutôt que le prix moyen. Pour Opaluch (1982), Shin (1985) et Chicoine et Ramamurthy (1986), la question de l'information possédée par les usagers est plus empirique que théorique. Opaluch (1982) propose une méthode pour tester à quel type de prix le ménage est le plus sensible. Sur la base de cette méthode, Chicoine *et al.* (1986) concluent que les ménages semblent plutôt réagir au prix moyen. Nauges et Thomas (2000) 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 progressive par paliers (IBR, *Increasing Block Rate*) et au prix moyen sous une tarification dégressive par paliers (DBR, *Decreasing Block Rate*).

Cette tarification par paliers ou tranches est une des caractéristiques essentielles de la tarification de l'eau dans de nombreux pays en développement ou en transition. Dans un tel système de tarification, les prix marginaux varient selon la tranche dans laquelle la consommation d'eau d'un usager donné se situe. On a une structure DBR si les prix marginaux pratiqués dans les tranches baissent avec la quantité d'eau consommée. À l'opposé, si les prix marginaux pratiqués dans les tranches augmentent avec le volume 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 consommation. 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 à la tranche dans laquelle la consommation du ménage se situait.

Taylor (1975) et Nordin (1976) sont les premiers auteurs à avoir proposé une spécification qui tienne compte véritablement de cette structure par paliers. En effet, pour remédier à 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 progressive par paliers, 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 tranches supérieures. *A contrario*, dans une tarification dégressive par paliers, elle est positive et agit comme une taxe payée sur les premières unités en compensation des prix bas appliqués dans les tranches supérieures. En présence d'un tarif parfaitement linéaire, la variable *différence* est nulle. Par conséquent, le coefficient affec-

tant 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 empiriques, notamment celles de Billings et Agthe (1981), Foster et Beattie (1981) et Howe (1982), visant à tester de sa pertinence; mais à ce jour seuls Shefter et David (1985) ont réussi à valider empiriquement cette affirmation en utilisant des données simulées.

Jusqu'au milieu des années quatre-vingt-dix, il n'existait aucune étude sur l'eau modélisant de façon explicite le comportement des ménages face à une tarification par paliers. Pionniers sur ce terrain, Hewitt et Hanemann (1995), en utilisant le modèle à deux étapes initialement élaboré par Burtless et Hausman (1979) 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 chacune des tranches puis, dans un second temps, la tranche leur procurant l'utilité maximale. Shefter et David (1985), bien qu'ayant fait des hypothèses sur la distribution des ménages entre les tranches, n'ont pas explicité la méthode d'obtention des proportions d'usagers dans chacune d'entre elles. Corral *et al.* (1998) ainsi que Martinez-Españeira (2003), forts de ces différentes avancées, utilisent certes des données réelles dans les estimations mais celles-ci ne sont disponibles que pour trois municipalités seulement. 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 puis Chicoine et Ramamurthy, 1986). 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 simultanéité¹.

Le prix marginal, dans le cas d'une tarification par paliers, peut aussi être source d'endogénéité car le prix marginal dépend de la tranche choisie par les ménages. Pour corriger ces problèmes d'endogénéité on assistera au cours des années quatre-vingt, 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 de la tranche de tarification et celle du niveau de consommation. Hewitt et Hanemann (1995) utilisent à cet effet la méthode du maximum de vraisemblance, mais cette technique peut poser certaines difficultés car la fonction de vraisemblance peut être ni globalement concave ni différentiable en tout point. Les années quatre-vingt-dix et deux mille verront se développer les techniques de choix discret/continu dans les estimations des demandes en eau dans ce cadre de tarification

1. Le prix moyen s'écrit par exemple, dans le cas d'un tarif binôme, $PM = pma + CF/q$, où pma est le prix marginal, CF la charge fixe et q le volume consommé.

par paliers (Corral *et al.*, 1995 et Martinez-Espiñeira, 2003). D'autres études telles que Point (1993), 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, 2003; et Nauges et Reynaud, 2001). Par ailleurs, le champ géographique jusque-là couvert (exclusivement les États-Unis) s'est progressivement élargi aux pays européens, notamment la France, la Suède, le Danemark et l'Espagne.

Enfin, se pose le problème crucial de la disponibilité des données pour les études sur l'eau potable notamment dans les pays en développement (PED). Les données idéales pour ces types d'analyse, comme le souligne Arbués *et al.* (2003) ainsi que Worthington et Hoffman (2008), sont les données individuelles. Mais la difficulté d'obtenir ces dernières poussent la plupart des auteurs à s'en remettre aux données agrégées. Or l'usage de données agrégées est source de controverse quant à la pertinence des coefficients estimés (Shefter et David, 1985; Arbués *et al.*, 2003 ainsi que Worthington et Hoffman, 2008). Ces problèmes peuvent être amplifiés selon que l'opérateur utilise des compteurs d'eau individuels ou non. En effet, si chaque compteur sert un et un seul ménage, l'approche du ménage représentatif est en général utilisée et les coefficients obtenus permettent d'analyser le comportement des ménages en question. Par contre, comme c'est souvent le cas dans les PED, s'il n'y pas de compteurs d'eau pour les ménages, les dépenses en eau de ceux-ci ne correspondront pas réellement aux volumes d'eau consommés. Les coefficients estimés alors expliqueraient en même temps tout et rien. Ils ne peuvent donc servir d'instruments d'analyse. Dans ces conditions, des données individuelles sont indispensables pour une analyse pertinente. Il arrive également qu'il y ait des compteurs d'eau pour les ménages mais que chaque compteur sert plus d'un ménage. Dans ce cas, il est certain que les dépenses en eau correspondront aux volumes consommés et l'approche du ménage représentatif restera utilisable mais les coefficients estimés perdront *de facto* une partie de leur pouvoir explicatif.

En Côte d'Ivoire, l'opérateur utilise systématiquement les compteurs d'eau. Cependant, dans notre base de données, nous avons un mélange de compteurs servant un seul ménage et de compteurs servant un groupe de ménages. Les proportions de chaque type varient d'une localité à une autre selon le type d'habitat prédominant. La SODECI ne tient malheureusement pas cette comptabilité et il nous est objectivement impossible de déterminer la proportion de compteurs collectifs dans l'ensemble.

2. LE MODÈLE

La tarification en vigueur en Côte d'Ivoire est progressive par paliers (*Increasing Block Rate*). Ce type de tarif se matérialise par une contrainte de budget non linéaire pour le consommateur. 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 notés P_i pour $i = 1, \dots, m$. La contrainte budgétaire à laquelle fait face un ménage représentatif² s'écrit $I_i = I - d_i = P_i x + y$ si x est dans la tranche i , $i = 1, 2, \dots, m$, où d_i est la variable *différence* de la i^e tranche proposée par Nordin (1976) et I_i , souvent appelé *revenu virtuel*, est le revenu du ménage situé dans la tranche i corrigé de la variable différence. Partant de la spécification de Corral et al. (1998)³, la variable *différence* définie ici est donnée par :

$$d_1 = 0, \quad d_i = \sum_{j=1}^{i-1} (P_j - P_{j+1}) \bar{x}_j, \quad i = 2, \dots, m - 1. \tag{1}$$

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 construction de la fonction de demande dans ces conditions nécessite deux étapes. Dans la première étape, l'utilisateur détermine (choix continu) son niveau optimal de consommation à l'intérieur de chaque segment de la contrainte de budget (on parle alors de demandes « conditionnelles »); dans la seconde, il détermine (choix discret) la demande conditionnelle qui maximise son utilité globale. Finalement, la combinaison des solutions issues de ces deux choix (continu et discret) fournit la fonction de demande dite « non conditionnelle », qui peut s'écrire comme suit :

$$x = b_1 x_1^*(P_1, I_1) + b_2 x_2^*(P_2, I_2) + \dots + b_m x_m^*(P_m, I_m) + c_1 \bar{x}_1 + c_2 \bar{x}_2 + \dots + c_{m-1} \bar{x}_{m-1}, \tag{2}$$

où x_i^* désigne le niveau optimal de consommation conditionné par le choix d'être dans la i^e tranche pour $i = 1, 2, \dots, m$, et

$$\begin{aligned} b_1 &= 1 \quad \text{si } x_1^*(P_1, I_1) \leq \bar{x}_1, & b_1 &= 0 \quad \text{sinon,} \\ b_i &= 1 \quad \text{si } \bar{x}_i - x_i^*(P_i, I_i) > 0 \text{ et } x_i^*(P_i, I_i) - \bar{x}_{i-1} > 0, & b_i &= 0 \quad \text{sinon,} \\ & i = 2, \dots, m - 1, \\ b_m &= 1 \quad \text{si } \bar{x}_{m-1} \leq x_m^*(P_m, I_m), & b_m &= 0 \quad \text{sinon,} \\ c_i &= 1 \quad \text{si } \bar{x}_i - x_{i+1}^*(P_{i+1}, I_{i+1}) > 0 \text{ et } x_i^*(P_i, I_i) - \bar{x}_i > 0, & c_i &= 0 \quad \text{sinon,} \\ & i = 1, \dots, m. \end{aligned}$$

2. Dans notre étude, nous disposons de données agrégées à l'échelle de la commune. Nous les divisons par le nombre d'abonnés au service eau dans chaque commune afin d'obtenir des données par abonné ou ménage représentatif.

3. 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.

Si l'on ne dispose pas de données individuelles (par ménage) mais seulement de données agrégées, la spécification correcte du modèle économétrique requiert l'agrégation des fonctions de demandes individuelles définies dans l'équation (2). Soit n le nombre total d'abonnés dans une commune donnée, 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 somme des demandes individuelles sur l'ensemble des abonnés de la commune donne la fonction de demande agrégée suivante :

$$\begin{aligned} Q &= \sum_{j=1}^{i-1} [b_1 x_{i1}^*(P_1, I_1) + b_2 x_{i2}^*(P_2, I_2) + \dots + b_m x_{im}^*(P_m, I_m)] \\ &= Q_1(P_1, I_1) + Q_2(P_2, I_2) + \dots + Q_m(P_m, I_m) \\ &= n_1 q_1(P_1, I_1) + n_2 q_2(P_2, I_2) + \dots + n_m q_m(P_m, I_m). \end{aligned} \quad (3)$$

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 remarqué à juste titre par Corral *et al.* (1998), la structure de la fonction de demande non conditionnelle au niveau des données individuelles est préservée dans la fonction de demande agrégée⁴. Pour prendre en compte la dispersion du nombre d'abonnés entre communes, une normalisation s'avère nécessaire. En divisant la demande totale de chaque commune par le nombre total de ses abonnés, on aboutit à la fonction suivante :

$$\begin{aligned} q &= \frac{Q}{n} = \frac{n_1}{n} q_1(P_1, I_1) + \frac{n_2}{n} q_2(P_2, I_2) + \dots + \frac{n_m}{n} q_m(P_m, I_m) \\ &= s_1 q_1(P_1, I_1) + s_2 q_2(P_2, I_2) + \dots + s_m q_m(P_m, I_m), \end{aligned} \quad (4)$$

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 :

$$\begin{aligned} q_{ht} &= s_{1ht} q_{1t}(P_{1t}, I_{1t}, Z_{ht} / \beta) + s_{2ht} q_{2t}(P_{2t}, I_{2t}, Z_{ht} / \beta) \\ &+ \dots + s_{mht} q_{mt}(P_{mt}, I_{mt}, Z_t / \beta) + \varepsilon_{ht}, \end{aligned} \quad (5)$$

où t est l'indice de la période, h l'indice de la commune, Z_{ht} le vecteur des variables socio-économiques, ε_{ht} le terme d'erreur et β le vecteur des paramètres à estimer. Notons que dans cette spécification, les prix sont identiques entre les

4. 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.

différentes communes, ce qui est le cas de nombreux pays en développement (prix administrés par un opérateur unique au niveau national et non déterminés au niveau de chaque commune). Si nous supposons une forme linéaire pour la demande, l'équation à estimer s'écrit explicitement :

$$q_{ht} = \beta_0 + \beta_1 \left(\sum_{i=1}^m s_{iht} \cdot P_{it} \right) + \beta_2 \left(\sum_{i=1}^m s_{iht} \cdot J_{it} \right) + \delta Z_{ht} + \varepsilon_{ht} \quad (6)$$

où s_{iht} est la proportion de ménages dans la tranche i à la date t dans la commune h et δ le vecteur des paramètres associés à la matrice Z .

Les proportions ou probabilités s_{iht} d'être situé dans une tranche quelconque, à l'instar des demandes conditionnelles, dépendent des préférences des individus, et sont de ce fait corrélées avec le terme d'erreur. Il serait par conséquent inapproprié d'utiliser leurs valeurs observées pour estimer l'équation (6). Pour résoudre ce problème, on estime dans une première étape les probabilités, \hat{s}_{iht} correspondant aux proportions de ménages situés dans les différentes tranches. Afin d'obtenir des proportions estimées comprises entre 0 et 1, nous appliquons un modèle logit dont la forme générale est :

$$Prob[\text{choix de la tranche } i, \text{ commune } h] = \frac{e^{\beta_i X_{ht}}}{\sum_i e^{\beta_i X_{ht}}}, \quad i = 0, 1, \dots, m \quad (7)$$

où 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 tranche ainsi que le revenu virtuel (obtenu en additionnant le revenu et la variable différence). L'étape suivante consiste à estimer l'équation (6) au moyen des techniques de données de *panel*.

Contrairement à Corral *et al.* (1998) ainsi que Martinez-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 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 définie ci-dessus.*

Plus concrètement, reprenons le logit multinomial de l'équation (7). Ce modèle est utilisé dans le cas où les éléments de la matrice X ne sont pas les caractéristiques des choix à opérer (les tranches tarifaires), mais celles des individus observés (les ménages représentatifs de chaque commune), ces caractéristiques étant les mêmes pour les différents résultats possibles du choix. Considérons le ménage k de la ville h à la date t . La probabilité que ce ménage choisisse la tranche i est :

$$Prob[\text{ménage } k \text{ choisit tranche } i] = \frac{e^{\beta_i' X_{kht}}}{\sum_i e^{\beta_i' X_{kht}}}, \quad i = 1, 2, \dots, m. \quad (8)$$

En incluant dans X les variables socio-économiques et techniques propres aux communes et en prenant la tranche 1 comme modalité de référence, on peut réécrire l'équation (8) sous la forme du système suivant de $(m - 1)$ équations⁵ :

$$\log \frac{s_{iht}}{s_{1ht}} = \beta_i' X_{kht} + \varepsilon_{iht}, \quad i = 2, \dots, m \quad (9)$$

où s_{iht} est la proportion de ménages dans la tranche i à la date t et dans la ville h .

L'hypothèse énoncée ci-dessus revient à considérer :

$$\frac{s_{iht}}{s_{1ht}} = \frac{V_{iht}}{V_{1ht}} \times \theta_{ih}(\cdot) \quad \log \left(\frac{s_{iht}}{s_{1ht}} \right) = \log \left(\frac{V_{iht}}{V_{1ht}} \right) + \log(\theta_{ih}(\cdot)). \quad (10)$$

Ainsi, nous commençons par estimer le système suivant :

$$\log \frac{V_{iht}}{V_{1ht}} = \alpha_{ih} + \gamma_i' X_{kht} + \eta_{iht}, \quad i = 2, \dots, m \quad (11)$$

où V_{iht} est le volume total d'eau facturé dans la tranche i à la date t et dans la commune h , et α_{ih} est l'effet individuel de cette dernière⁶. L'estimation du système d'équations défini en (11) donne le système suivant :

$$\log \frac{V_{iht}}{V_{1ht}} - \hat{\alpha}_{ih} = \hat{\gamma}_i' X_{kht}, \quad i = 2, \dots, m. \quad (12)$$

Les équations (9), (10) et (12) conduisent par identification (avec $\hat{\gamma}_i \approx \hat{\beta}_i$) aux égalités suivantes :

$$\log(\hat{\theta}_{ih}(\cdot)) = -\hat{\alpha}_{ih}, \quad i = 2, \dots, m, \quad (13)$$

$$\hat{\theta}_{ih} = e^{-\hat{\alpha}_{ih}}, \quad i = 2, \dots, m, \quad (14)$$

$$\frac{s_{iht}}{s_{1ht}} = \frac{V_{iht}}{V_{1ht}} \cdot e^{-\hat{\alpha}_{ih}}, \quad i = 2, \dots, m. \quad (15)$$

Au total, une fois estimé le système d'équations (11), les effets fixes et les rapports entre volumes pour chacune des équations du système sont récupérés

5. Voir Berry (1994).

6. Il y a autant de vecteurs d'effets fixes qu'il y a d'équations, à savoir $(m - 1)$.

pour ensuite calculer les rapports de proportions définis par l'équation (15). En tenant compte de l'égalité $\sum_{i=1}^m \hat{s}_{iht} = 1$, nous déterminons enfin les proportions d'abonnés dans chaque tranche de facturation.

3. LES DONNÉES DE L'ÉTUDE

Les données sur les consommations, les prix et les abonnés ont été collectées essentiellement auprès de l'opérateur SODECI. Nous disposons pour l'ensemble du pays des données 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)⁷. En Côte d'Ivoire, l'unité d'observation selon la terminologie de l'opérateur, 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 ». Nous disposons au final d'une base de données de *panel* cylindrée de 780 observations.

Les données socio-économiques 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 Économiques.

Les données sur la consommation d'eau potable 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.

Le système tarifaire est le même pour les 156 communes du fait de la politique de péréquation des prix en vigueur dans le pays. En termes nominaux, ces prix n'ont pas beaucoup varié durant la période d'étude. Ils ont cependant 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 moyen⁸ est égal à la recette totale collectée auprès des ménages (vente d'eau ajoutée au frais de connections et autres dépenses liées

7. 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 contrôle rebelle sont des approximations.

8. 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.

à l'eau) divisée par le volume total d'eau distribué aux ménages. Il a été en moyenne de $396 \text{ FCFA}/\text{m}^3$ ⁹ 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* (*Lrevenu* en log) représente 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 une base de données fiable 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 du pays 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.

La variable *CONSO* est la variable dépendante dans le modèle de demande. 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 $120 \text{ m}^3/\text{abonné}$ durant la période 1998-2002. Cette valeur masque de fortes disparités car la consommation moyenne par commune varie énormément d'une année à l'autre, mais également et surtout d'une localité à l'autre. Ainsi, en termes de consommation moyenne par localité, on enregistre $43 \text{ m}^3/\text{an}/\text{abonné}$ pour la ville de Yakassé Attobrou dans le sud-est du pays contre $332 \text{ m}^3/\text{an}/\text{abonné}$ pour la commune de Zone 4 (Abidjan). Selon les données individuelles de la SODECI, la consommation moyenne d'eau par jour et par habitant en Côte d'Ivoire est de 72 litres/jour/habitant.

La description des autres variables utilisées ainsi que les statistiques descriptives associées sont données en annexe.

4. LES RÉSULTATS DES ESTIMATIONS

4.1 *Le choix des tranches*

L'analyse économétrique débute par l'estimation du système d'équations de choix de tranches défini par (11) qui découle du logit multinomial afin d'obtenir

9. 1 euro équivaut à environ 655 FCFA.

les proportions de ménages dans chaque tranche. Puisqu'il y a trois tranches de facturation dans le barème tarifaire, le système à estimer se compose de deux équations dans notre étude. Les deux variables à expliquer sont le logarithme du rapport des volumes d'eau dans les tranches tarifaires (*LA2* et *LA31*) et les variables explicatives¹⁰ sont *REV2*, *VIMPV*, *ABSX*, *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 tranche. 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 *ABSX* sont vraisemblablement liées au revenu ainsi qu'aux caractéristiques de logement, et par conséquent corréliées à *REV2* à travers les effets fixes spécifiques aux différentes localités. Ainsi, pour l'estimation de ce système, la procédure *within - Triples Moindres Carrés*¹¹ a été utilisée, car cette procédure est convergente en présence d'un effet individuel inobservable, constant tout au long de la période et éventuellement corrélé avec les variables explicatives. En outre, étant donné que tous nos régresseurs varient dans le temps, l'utilisation de cette procédure est 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 tranches, nous traitons cette endogénéité à travers le test proposé par Nakamura et Nakamura (1981)¹², une version du test d'endogénéité de Hausman. Le tableau 1 donne les résultats de ce test.

10. Voir en annexe la description de ces différentes variables.

11. Pour ce faire, nous avons initialement transformé les variables selon la procédure *within* et ensuite appliqué les *Triples Moindres Carrés* aux variables transformées.

12. 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 ne rejette pas 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 (*Vimpv21* et *Vimpv31*).

TABLEAU 1
TEST D'ENDOGENÉITÉ DE NAKAMURA ET NAKAMURA

| Variable | Système 1 | | Système 2 | |
|----------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
| | Tranche 2 / 1 | Tranche 3 / 1 | Tranche 2 / 1 | Tranche 3 / 1 |
| Constante | - | - | - | - |
| <i>Rev2</i> | 3,5045 (6,11) | 7,1006 (1,89) | 2,0093 (2,71) | -5,9078 (-1,18) |
| <i>Vimpv</i> | -1,5863 (-1,95) | 1,5596 (0,29) | -13,6218 (-3,30) | -105,4583 (-3,75) |
| <i>Absnx</i> | -2,7681 (-5,43) | -39,3165 (-10,20) | -3,6024 (-6,44) | -47,3557 (-11,02) |
| <i>LP21</i> | -1,3907 (-20,34) | | -1,4346 (-21,20) | |
| <i>LP31</i> | | -1,3907 (-20,34) | | -1,4346 (-21,20) |
| <i>Resid21</i> | | | 12,4575 (2,96) | |
| <i>Resid31</i> | | | | 111,0891 (3,87) |

NOTE : Les statistiques de Student sont entre parenthèses

Pour chacun des systèmes d'équations de choix des tranches, la tranche 1 est prise comme modalité de référence. La première équation de chaque système donne le choix de la tranche 2 sur la tranche 1 et la seconde, le choix de la tranche 3 sur la première. 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 (*Resid21* et *Resid31*) sont très significatifs dans 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 cette endogénéité traitée, nous estimons maintenant les choix des tranches 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 2.

TABLEAU 2
ESTIMATION DES ÉQUATIONS DE CHOIX DE TRANCHE

| Variable | Système 3 | |
|---------------|---------------------|----------------------|
| | Choix tranche 2 / 1 | Choix tranche 3 / 1 |
| Constante | - | - |
| <i>Rev2</i> | 2,4520 (3,25) | 5,7102 (1,53) |
| <i>Vimp21</i> | -10,5046 (-2,52) | |
| <i>Vimp31</i> | | -10,5046 (-2,52) |
| <i>Absnx</i> | -3,3121 (-5,78) | -39,7660 (-10,33) |
| <i>LP21</i> | -1,3802 (-20,00) | |
| <i>LP31</i> | | -1,3802 (-20,00) |

NOTE : Les statistiques de Student sont entre parenthèses

Tous les coefficients de ce système sont significatifs au seuil de 5 % à l'exception de *Rev2* dans le choix de la tranche 3 par rapport à la tranche 1, et ont le signe attendu. Ainsi, l'équation 1 (*Choix tranche 2 / 1*) montre que le revenu a un effet positif sur la probabilité de choisir la tranche 2 par rapport à la tranche 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 la tranche 2 par rapport à la tranche 1. On retrouve les mêmes conclusions dans l'équation 2 (*Choix tranche 3 / 1*) pour le choix entre les tranches 1 et 3. Ces résultats restent valables lorsqu'on change de tranche de référence. Ainsi, lorsque la tranche 3 est prise comme modalité de référence, tous les coefficients changent de magnitude, mais également et surtout de signe. Lorsque c'est la tranche 2 qui est prise comme référence, le revenu a un effet positif sur la proportion de ménages qui choisissent la tranche 3 et un effet négatif sur la proportion de ceux qui choisissent la tranche 1¹³.

13. D'autres régressions du même type 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 2 produit de loin les meilleurs résultats, nous les conservons donc dans la suite.

L'étape suivante consiste à déterminer les proportions estimées de ménages dans chaque tranche de facturation. Pour ce faire, comme indiqué dans la section 2, nous récupérons 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 (15), 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 tranches qui s'ensuit est assez instructive comme le montre le tableau 3.

TABLEAU 3
PROPORTIONS ESTIMÉES DE VOLUME D'EAU ET DE MÉNAGES PAR TRANCHE

| Variable | Moyenne | Écart-type | Min. | Max. |
|-------------|---------|------------|--------|--------|
| a_1 | 0,5271 | 0,1091 | 0,1922 | 0,9274 |
| \hat{a}_1 | 0,5279 | 0,1079 | 0,1796 | 0,8285 |
| s_1 | 0,3758 | 0,0479 | 0,1228 | 0,5250 |
| a_2 | 0,4177 | 0,0749 | 0,0725 | 0,5670 |
| \hat{a}_2 | 0,4176 | 0,0726 | 0,1708 | 0,5732 |
| s_2 | 0,5458 | 0,0514 | 0,2003 | 0,7133 |
| a_3 | 0,0552 | 0,0458 | 0,0001 | 0,3047 |
| \hat{a}_3 | 0,0544 | 0,0495 | 0,0003 | 0,3996 |
| s_3 | 0,0784 | 0,0405 | 0,0174 | 0,6769 |

NOTE : 780 observations. a_i est la proportion du volume d'eau facturée dans la tranche i et \hat{a}_i sa prédiction. s_i est la proportion de ménages situés dans la tranche i .

En effet, d'un côté le modèle prédit parfaitement les différentes variables à expliquer du système d'équations (a_1 , a_2 et a_3) 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 une tranche et le nombre de ménages dans cette dernière. Ainsi, on constate que la tranche 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 la tranche 2 qui ne compte que pour 41,77 % des volumes d'eau facturés (a_2) contient 54,58 % des ménages (s_2). Quant à la tranche 3, elle compte 5,20 % et 7,84 % respectivement pour les proportions de volumes d'eau (a_3) et de ménages (s_3). La tranche 2 représentant la tranche du milieu et ajoutant à cela son épaisseur (72 m^3 contre seulement 18 m^3 pour la tranche 1), ces approximations semblent assez proches 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 $\widehat{Revdiff} = \sum_{i=1}^3 \widehat{s}_{ijt} I_{ijt}$ ¹⁴. Ces deux variables ainsi créées mesureront respectivement, dans 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 impayés par ménage (*Vimp*).

L'étape finale consiste à estimer les paramètres structurels de la demande d'eau ainsi spécifiée. Pour ce faire, nous utilisons la procédure *within* avec des écarts-types robustes¹⁵. Par ailleurs, à titre de comparaison, nous avons estimé une autre fonction de demande qui utilise les variables *PRIX* et *REVENU* définies à la section 2. 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* et écarts-types robustes. L'ensemble des résultats est présenté dans le tableau 4 où les résultats des estimations par moindres carrés ordinaires (MCO) et moindres carrés généralisés (MCG) ont été également reportés.

14. Étant donné 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.

15. Les écarts-types robustes sont obtenus en corrigeant de l'hétéroscédasticité inhérente aux données de *panel*, par la formule d'Huber-White.

TABLEAU 4
ESTIMATION DE LA DEMANDE AGRÉGÉE

| | Modèle linéaire | | | Modèle log-log |
|-----------------------|----------------------------|-----------------------------|------------------------------|------------------------------|
| | Moindres carrés ordinaires | Moindres carrés généralisés | <i>within</i> (effets fixes) | <i>within</i> (effets fixes) |
| Constante | 145,0672 (5,06) | 202,5074 (9,75) | - - | - |
| <i>Prix</i> | -3,7639 (-3,94) | -5,6079 (-8,28) | -4,6746 (-7,57) | |
| <i>Lprix</i> | | | | -0,5807 (-9,55) |
| <i>Revenu</i> | 1,5527 (4,13) | 0,9032 (3,79) | 0,7371 (3,58) | |
| <i>Lrevenu</i> | | | | 0,5264 (13,50) |
| <i>Vimp</i> | 0,5809 (1,48) | 0,2082 (1,50) | 0,2037 (1,98) | 0,0052 (1,33) |
| <i>Acces</i> | 0,6767 (8,11) | 0,5149 (5,52) | -0,7197 (-5,22) | -0,4023 (-10,90) |
| <i>Rendt</i> | 0,2847 (2,63) | 0,4611 (4,92) | 0,5334 (5,57) | 0,1669 (4,72) |
| <i>R</i> ² | 0,5294 | 0,4775 | 0,5406 | 0,75 |
| Élasticité prix | -0,6531 (-3,94) | -0,9730 (-8,27) | -0,8119 (7,57) | -0,5807 (-9,55) |
| Élasticité revenu | 0,3059 (4,13) | 0,1780 (3,80) | 0,1453 (3,58) | 0,5264 (13,50) |

NOTE : 780 observations. Les statistiques de Student sont entre parenthèses.

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, comparé à celui obtenu avec la procédure *within*. De ces estimations, l'élasticité-prix et

l'élasticité-revenu¹⁶ sont aisément calculées de même que leur écart-type avec la méthode Delta. Les élasticité-prix et élasticité-revenu obtenues ont le signe attendu et sont statistiquement significatives (les ménages ajustent à la baisse leur consommation moyenne lorsque le prix de l'eau augmente, et ils augmentent leur consommation moyenne d'eau lorsque leur revenu s'accroît).

La procédure des MCO est convergente pour les modèles sans hétérogénéité inobservée spécifique à chaque localité, alors que les MCG sont convergents et efficaces sous l'hypothèse que les variables explicatives ne sont pas corrélées à l'effet individuel communal. La statistique du test de Hausman portant sur la comparaison entre les estimateurs *within* et MCG est $\chi^2(5) = 70$, par conséquent l'hypothèse nulle d'effets aléatoires, est fortement rejetée. 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 4 est une méthode d'estimation efficiente d'une fonction de demande d'eau. 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 (*reseau*, *rendt*, *nxabon* et *vmenv*). Ces variables affectent les coûts de production mais n'expliquent pas *a priori* le niveau de consommation par tête en eau potable des ménages résidentiels. Même si les prix unitaires des tranches sont administrés et uniformes entre les communes, les prix moyens sont variables du fait des charges fixes et des frais de connexion, et dépendent en dernier ressort des coûts de production. Le test de validité des instruments utilisés (test de suridentification) est calculé, selon la procédure robuste à l'hétéroscédasticité de Wooldridge (2002 : 123). Avec trois conditions suridentifiantes, la statistique de test vaut $\chi^2(3) = 2,0210$ (*p*-value de 0,5659), l'hypothèse nulle de validité des instruments n'est donc pas rejetée. 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 et nous n'avons pas besoin d'instrumenter la variable prix.

Dans un second temps, nous étudions la corrélation éventuelle entre les variables explicatives et l'effet individuel. La statistique du test de Hausman pour la comparaison entre *within* et MCG est $\chi^2(5) = 117,92$, ce qui permet de rejeter fortement l'hypothèse nulle d'absence de corrélation entre effets fixes et variables explicatives. Ici, les estimateurs MCG sont également rejetés au profit du modèle

16. 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 :

$$E_p = \frac{1}{\sum_{i=1}^{156} \text{Abon}_i} \sum_{i=1}^{156} \frac{\text{Abon}_i}{\text{Abon}_i} \cdot \frac{\overline{\text{sprix}_i}}{\overline{\text{conso}_i}},$$

$$E_R = \frac{1}{\sum_{i=1}^{156} \text{Abon}_i} \sum_{i=1}^{156} \frac{\text{Abon}_i}{\text{Abon}_i} \cdot \frac{\overline{\text{revdiff}_i}}{\overline{\text{conso}_i}}.$$

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

à effets fixes¹⁷. 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 paliers du tarif étudié et l'estimation perd du coup certaines informations notamment le choix des tranches opéré par les ménages. Ainsi, de toutes les spécifications du tableau 4, celle de la colonne dénommée *within* (colonne 3) 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 et indiquent qu'en moyenne, en Côte d'Ivoire, pour une hausse de 1 % du prix de l'eau, les ménages diminuent de 0,81 % leur consommation d'eau; et pour une 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 par rapport à ceux obtenus, en moyenne, 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 feront 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 permettant d'effectuer 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 PED en général et de la Côte d'Ivoire en particulier, 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). À 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

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

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 progressive par paliers 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. À première vue, cet effet paraît contre-intuitif. Mais une explication pourrait résider dans l'externalité positive sur les abonnés qu'ont 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 également. 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.

4.3 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 climatiques, sociales et économiques sont assez différentes d'une région à l'autre dans le pays et il en résulte très certainement des consommations d'eau moyennes 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 localisation 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 5. 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 DR (Korhogo, Daloa, Man et Abidjan Nord). Il y a donc présence d'effets individuels tout au long de la période et nous utilisons comme précédemment la procédure *within* pour estimer la demande agrégée. À l'opposé, les statistiques d'Hausman sont inférieures à la valeur du Khi-deux au seuil de 5 % pour les six autres DR. Pour ces six régions, il n'y a donc pas d'effets fixes et nous estimons la fonction de demande d'eau par la méthode des moindres carrés généralisés.

TABLEAU 5
TEST DE SPÉCIFICATION D'HAUSMAN PAR DR

| Région | ddl | χ^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 : DR : direction régionale. ddl désigne le nombre de degrés de liberté.

Pour les 10 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 6. 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 DR (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 semble 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.

TABLEAU 6
ÉLASTICITÉ-PRIX ET ÉLASTICITÉ-REVENU PAR DR

| Région | Élasticité prix | Élasticité 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) |

NOTE : DR : Direction Régionale. Les statistiques de Student sont entre parenthèses.

Au total, au niveau national et encore plus au niveau régional, les élasticités, notamment les élasticité-prix, sont assez élevées comparées à celles des pays riches. Cette situation pourrait en partie 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^e 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 vivent en général la frange la plus aisée de la population d'Abidjan), il existe des sources d'approvisionnement alternatives en eau potable. Ces solutions vont des revendeurs indépendants d'eau jusqu'aux puits, selon les localités.

5. 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 Hicks a permis de définir deux mesures couramment employées 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 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 en Côte d'Ivoire. De l'autre, nous simulons une politique tarifaire qui consisterait en une hausse de 10 % du prix marginal de la tranche 1 et une baisse de 5 % du prix marginal de la tranche 3, celui de la tranche 2 restant inchangé. L'année de référence est la dernière année de notre échantillon, c'est à dire 2002. Ces scénarii – même s'ils sont essentiellement exploratoires – sont motivés par le prix du m^3 jugé assez bas pour les tranches inférieures.

5.1 Hausses du prix moyen

Le prix moyen considéré est celui obtenu en pondérant les prix marginaux des différentes tranches 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 de la VC selon l'approche de Hausman. Nous obtenons sur l'échantillon les résultats présentés dans le tableau 7.

La variation du surplus calculée directement à partir des demandes marshalliennes 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 compen-

TABLEAU 7
MÉSURE DE LA VARIATION DE BIEN-ÊTRE POUR LE PRIX MOYEN

| Scénario | 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 |

NOTE : 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

satoire, 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.

5.2 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 la tranche 1 et une baisse de 5 % (resp. 10 %) de celui de la tranche 3; le prix dans la tranche 2 restant constant. De telles réformes ont un effet sur le prix moyen de vente du m^3 , sur les choix de tranches opérés par les ménages ainsi que sur leur bien-être. Le tableau 8 résume les résultats de ces deux politiques tarifaires.

Avec la première politique (resp. la seconde) la proportion de ménages dans la tranche 1 (s_1) baisse et passe de 37,58 % à 34,38 % (resp. 31,53 %). À l'opposé, les deux autres tranches 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 tranches tarifaires s'expliquent par le fait que les deux politiques simulées rendent la tranche 1 relativement plus coûteuse que la tranche 2, elle-même plus coûteuse que la tranche 3. Par conséquent certains ménages initialement dans la tranche 1 migrent vers la tranche 2 tandis que d'autres initialement dans cette dernière migrent vers la tranche 3.

Nous avons également reporté dans le tableau 8 les variations du prix moyen de 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 de 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 8.

TABLEAU 8
MESURE DE LA VARIATION DE BIEN-ÊTRE POUR LE PRIX MARGINAL

| Situation | Proportion 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 |

NOTE : Les s_i sont les proportions de ménages dans les différentes tranches i . P est le prix moyen du m^3 d'eau dans les différents schémas.

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 prenons en compte dans une autre étude (Diakité *et al.*, 2009). Enfin, les variantes de ces politiques qui consisteraient en une variation des prix marginaux des tranches 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 tranches de consommation des schémas tarifaires.

Ces simulations de politiques tarifaires ainsi que les variations du bien-être et les choix de tranches 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 cet article était d'estimer une fonction de demande d'eau afin d'évaluer la sensibilité de la consommation d'eau des ménages au prix et au revenu. La fonction de demande spécifiée repose sur l'hypothèse de séparabilité

entre l'eau et les autres biens, justifiée par l'absence de biens totalement 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.

À partir de travaux similaires sur le sujet, nous avons estimé une fonction de demande d'eau agrégée sous une tarification de type « progressive par paliers ». 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 tranche, 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 de la tranche, les impayés et la proportion d'abonnés subventionnés conduisent les ménages à choisir les tranches inférieures. 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 (États-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, l'une des rares disponibles pour l'Afrique occidentale. 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 seraient nécessaires pour valider ces paramètres estimés. Cependant, faute de mieux, les élasticités qu'elle a permis d'obtenir peuvent servir dans des évaluations de politiques tarifaires à but exploratoire dans le système d'AEP en Côte d'Ivoire.

ANNEXE

Description des variables utilisées

| | |
|---|--|
| <i>VIMP</i> | équivalent en volume d'eau du montant des factures impayées (divisé par le nombre d'abonnés pour le ramener à l'échelle du ménage représentatif). |
| <i>VIMPV</i> | rapport entre <i>VIMP</i> et le volume total d'eau distribué aux ménages. |
| <i>NXABON</i> | nombre de nouvelles connections au réseau. |
| <i>ABSNX</i> | proportion des abonnés subventionnés dans les nouveaux abonnés. (Il existe en Côte d'Ivoire deux types d'abonnés subventionnés et payants ou « normaux ».) |
| <i>NXABON</i> | somme des deux types de nouveaux abonnés au service. |
| <i>A21</i> (<i>LA21</i> en log) | rapport entre le volume d'eau facturé dans la tranche 2 et la tranche 1. |
| <i>A31</i> (<i>LA31</i> en log) | rapport entre le volume d'eau facturé dans la tranche 3 et la tranche 1. |
| <i>P21</i> (<i>LP21</i> en log) | 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.) |
| <i>P31</i> (<i>LP31</i> en log) | idem <i>P21</i> en remplaçant la tranche 2 par la tranche 3. |
| <i>REV2</i> | revenu précédemment défini divisé par 100. |
| <i>Acces</i> | (<i>Lacces</i> en log): nombre moyen de personnes ayant accès à l'eau potable par le biais d'un branchement domiciliaire (nombre d'abonnés multiplié par la taille moyenne du ménage) |
| <i>reseau</i> (<i>Lres</i> en log) | longueur (en kilomètres) du réseau de distribution. |
| <i>Rendt</i> (<i>Lrendt</i> en log) | rendement du réseau de distribution (volume d'eau facturé divisé par le volume d'eau produit). |
| <i>Vmenv</i> (<i>Lvmenv</i> en log) | proportion du volume d'eau distribué aux ménages dans le volume total d'eau distribué dans le réseau. (Le tableau suivant donne les statistiques descriptives de ces différentes variables.) |

TABLEAU A
STATISTIQUES DESCRIPTIVES

| Variable | Unité | Moyenne | Écart-type | Min. | Max. |
|---------------|------------------------------|---------|------------|----------|----------|
| <i>conso</i> | <i>m³/an/abon</i> | 120,00 | 43,231 | 25,31783 | 376,03 |
| <i>revenu</i> | KCFA | 2611,20 | 1087,5 | 252,5 | 1,44e+04 |
| <i>prix</i> | CFA/m ³ | 396,56 | 297,7887 | 85,044 | 4747,94 |
| <i>nxabon</i> | ménages | 213 | 468 | 1 | 3473 |
| <i>absnx</i> | % | 0,92 | 0,11 | 0,01 | 0,99 |
| <i>acces</i> | personnes | 15549 | 31691 | 266 | 211329 |
| <i>vimp</i> | m ³ | 6,38 | 5,56 | 0 | 81,92 |
| <i>vimpv</i> | % | 0,58 | 0,57 | 0,003 | 0,31 |
| <i>vmenv</i> | % | 0,82 | 0,13 | 0,34 | 100 |
| <i>reseau</i> | km | 64,60 | 175,18 | 0 | 2012,1 |
| <i>rendt</i> | % | 0,87 | 0,12 | 0,36 | 0,91 |

NOTE : 780 observations (156 communes observées sur 5 ans.)

BIBLIOGRAPHIE

- AGTHE, D. et R. BILLINGS (1980), « Price Elasticities for Water: A Case for Increasing Block Rates », *Land Economics*, 56(1) : 73-84.
- AGTHE, D. et R. BILLINGS (1996), « Water-Price Effect on Residential and Apartment Low-Flow Fixtures », *Journal of Water Resources Planning and Management*, 20-23.
- WORLD BANK (1994), « Water Ressources Management », Policy Paper, World Bank.
- BERRY, S.T. (1994), « Estimating Discrete Choice Models of Product Differentiation », *Rand Journal of Economics*, 25(2).
- BREUSCH, T.S, G.E MIZON et P. SCHMIDT (1989), « Efficient Estimation Using Panel Data », *Econometrica*, 57(3) : 695-700.
- BURTLESS, G. et J. HAUSMAN (1979), « The Effects of Taxation on Labor Supply », *Journal of Political Economy*, 86 : 1103-1130.
- CHICOINE, D., S. DELLER et G. RAMAMURTHY (1986), « Instrumental Variables Approach to Rural Water Service Demand », *Southern Economic Journal*, 53 : 333-346.

- CHICOINE, D., S. DELLER et G. RAMAMURTHY (1986), « Water Demand Estimation under Block Rate Pricing : A Simultaneous Equation Approach », *Water Resources Research*, 22(6) : 859-863.
- CORRAL, L., A.C. FISHER et N.W. HATCH (1998), « Price and Non-Price Influences on Water Conservation : An Econometric Model of Aggregate Demand under Nonlinear Budget Constraint », Working Paper, University of California, Berkeley.
- DANIELSON, L (1979), « An Analysis of Residential Demand for Water Using Micro Time-Series Data », *Water Resources Research*, 15(4) : 763-767.
- 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.
- FOSTER, J.H. et B. BEATTIE (1979), « Urban Residential Demand for Water in the United States », *Land Economics*, 55(1) : 43-58.
- GIBBS, K (1978), « Price Variable in Residential Water Demand Models », *Water Resources Research*, 14 (1) : 15-18.
- HAUSMAN, J.A. (1981), « Exact Consumer's Surplus and Deadweight Loss », *American Economic Review*, 71 : 662-676.
- HEWITT, J. et W. HANEMANN (1995), « A Discrete/continuous Choice Approach to Residential Water Demand under Block Rate Pricing », *Land Economics*, 71(2) : 173-192.
- 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.
- HOWE, C. et F. LINAWEAVER (1967), « The Impact of Price on Residential Water Demand and its Relation to System Design and Price Structure », *Water Resources Research*, 3(1) : 13-32.
- HOWE, C.W. (1982), « The Impact of Price on Residential Water Demand : Some New Insights », *Water Resources Research*, 18(4) : 713-716.
- JONES, C.V. et J. R. MORRIS (1984), « Instrumental Price Estimates and Residential Water Demand » *Water Resources Research*, 20 : 197-202.
- 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.
- MOFFITT, R (1986), « The Econometrics of Piecewise-linear Budget Constraints », *Journal of Business and Economic Statistics*, 4(3) : 317-328.
- MOFFITT, R (1990), « The Econometrics of Kinked Budget Constraints », *Journal of Economic Perspectives*, 4(2) : 119-139.
- NAKAMURA, A. et M. NAKAMURA (1981), « On the Relationships Among Several Specification Error Tests Presented by Durbin, Wu and Hausman », *Econometrica*, 49 : 1583-1588.
- NAUGES, C. et A. REYNAUD (2001), « Estimation de la demande domestique d'eau potable en France », *Revue Économique*, 52(1) : 167-185.

- NAUGES, C. et A. THOMAS (2000), « Dynamique de la consommation d'eau potable des ménages : une étude sur un panel de communes françaises », *Economie et Prévision*, 175-184.
- 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.
- 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.
- NORDIN, J (1976), « A Proposed Modification on Taylor's Demand-Supply Analysis: Comment », *Bell Journal of Economic Management and Science*, 7(2) : 719-721.
- OPALUCH, J.J. (1982), « Urban Residential Demand for Water in the United States: Further Discussion », *Land Economics*, 58(2) : 225-227.
- POINT, P (1993), « Partage de la ressource en eau et demande d'alimentation en eau potable », *Revue Economique*, 4 : 849-862.
- 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.
- SHEFTER, J. et E. DAVID (1985), « Estimating Residential Water Demand under Multi-part Tariffs Using Aggregate Data », *Land Economics*, 61(3) : 21-33.
- 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.
- TAYLOR, L.D. (1975), « The Demand for Electricity: A Survey », *The Bell Journal of Economics*, 6(1) : 74-110.
- WILLIG, R (1976), « Consumer Surplus without Apology », *American Economic Review*, 66 : 589-597.
- WOOLDRIDGE, J.M. (2002), « Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data », MIT Press.
- WORTHINGTON, A.C. et M. HOFFMAN (2008), « An Empirical Survey of Residential Water Demand Modelling », *Journal of Economics Surveys*, 22(5) : 842-871.