

ESTIMATION DE LA DEMANDE DOMESTIQUE D'EAU POTABLE EN ALGERIE

Ali ZEGGAGH*

Mohamed Yassine FERFERA**

Résumé

La littérature économique sur le secteur algérien de l'eau est très mince, voire inexistante, en particulier sur l'estimation de la demande en eau potable des ménages. Cette contribution vise précisément à combler un tant soi peu ce déficit. Elle a pour objet une tentative d'estimation d'une fonction de demande d'eau potable pour les communes algériennes. Cet exercice s'inscrit dans le cadre d'un système de tarification par tranches progressives. Sur le plan méthodologique, l'exercice se déroule en deux étapes. Dans une première étape, prenant appui sur les travaux de Nordin (1976), de Corral et al. (1998), de Martinez-Espiñeira (2003) et de Diakite et Thomas (2009), nous proposons une méthode d'approximation des proportions d'usagers dans chaque tranche de consommation permettant une modélisation ainsi qu'une estimation du choix des blocs opéré par les usagers. Ceci nous permettra, dans une deuxième étape, de procéder à l'estimation de la fonction de demande proprement dite. Des variables techniques et des données sur les produits chimiques ont en conséquence été introduites dans la fonction de demande, en plus des données portant sur la consommation et sur le prix de l'eau. Les méthodes économétriques appliquées sont des méthodes spécifiques de traitement de données de panel permettant d'éviter tout biais dans l'estimation des coefficients. L'estimation fait apparaître des élasticités-prix et revenu via l'élasticité de la variable désormais connue dans la littérature sous le nom de «*différence*» significatives, évaluées respectivement à -0,37 et - 0,05. Ces

* Université A/ MIRA - FSECSG, 06000 (Bejaia) / CREAD, (Alger). E-mail : ali.zeggagh@univ-bejaia.dz

** Ecole Nationale Supérieure de Statistique et d'Economie Appliquée (Alger) / CREAD (Alger) E-mail : fmy@cread.edu.dz ou yassine.ferfera@gmail.com

coefficients sont utilisés pour simuler l'impact de réformes tarifaires et leur impact sur le bien être des usagers.

Mots clés : Ressources en eau potable, Fonction de demande domestique, Prix moyen, Fréquence et plages horaires de distribution, Méthodes spécifiques de traitement de données de panel.

Code JEL : C23, C25, Q11, Q25.

Introduction

L'eau, considérée dans l'inconscient collectif comme un don de la nature, est en passe d'être appréciée aujourd'hui comme un bien économique qu'il faut gérer, protéger et partager de manière efficace. La connaissance de la demande pour chacun des types d'usagers de la ressource (ménages, industriels et agriculteurs) est au préalable indispensable à toute gestion et tarification optimale et/ou équitable de la ressource. L'eau en général et l'eau potable en particulier sont au cœur de la plupart des activités humaines aussi bien de production que de consommation. Au niveau mondial, les consommations d'eau ont augmenté ces trente-cinq dernières années à un rythme annuel de 4 à 8% par an¹. Selon la Banque mondiale (World Ressources, 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 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. À l'opposé, la situation des PED, surtout en Afrique du Nord, est différente à bien des égards, notamment en ce qui concerne la composition de la

¹ NAUGES, C. (1999).

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 Algérie, afin d'en déduire l'élasticité-prix et l'élasticité revenu. Notre travail porte exclusivement sur l'usage domestique de l'eau et nous ne traiterons donc pas la demande pour les deux autres types d'usage (industrie et agriculture). L'analyse empirique porte sur une base de données de 91 communes observées sur 4 années (de 2004 à 2007). 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 une 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. Après un bref rappel de la littérature existante sur la spécification et l'estimation d'une fonction de demande en eau potable à la section 2, nous présentons dans la troisième section les modèles économiques et économétriques adaptés à la tarification par palier. Les données utilisées, obtenues pour la plupart auprès de l'opérateur ADE (Société de Distribution d'Eau Potable Algérienne), sont détaillées à la section 4. Les résultats d'estimation sont présentés à la section 5. Les remarques de conclusion figurent dans la sixième section.

1. Revue de la littérature

La revue de la littérature économique sur la fonction de demande des ménages en eau potable est intéressante du fait du nombre important d'estimations économétriques qui s'y trouve. La majorité écrasante de celle-ci concerne les Etats-Unis où les élasticités prix varient, selon les études, de -1,63 à -0,12. Cependant, considérer que ces résultats puissent être directement transposables au cas de l'Algérie ne semble pas très pertinent du fait de la perception différentielles qu'ont les usagers du prix et de la rareté de la ressource d'un pays à l'autre. Cet article a précisément pour objet de préciser et de discuter les éléments qui conditionnent la fonction de demande domestique en eau potable pour le cas algérien.

Les premiers travaux sur la demande domestique en eau potable remontent à la fin des années soixante. Ils sont le fait pour la plupart d'économistes anglo-saxons. Les pionniers de cette littérature sont Howe et Linaweaver (1967), Gibbs (1978), Danielson (1979), Foster et Beattie (1979). Suite à des sécheresses récurrentes, les responsables des services d'approvisionnement en eau potable ont ressenti le besoin de disposer d'outils pertinents de gestion de la rareté périodique de cette ressource indispensable à la vie. Durant ces périodes de pénurie

de la ressources, les moyens d'action sur l'offre apparaissent à la fois limités et très coûteux. Très naturellement, les économistes sont sollicités pour imaginer des solutions et discuter les possibilités de régulation de la demande en eau potable d'une manière générale, et de la demande domestique en particulier. Il s'agit notamment de savoir s'il n'était pas préférable de recourir aux restrictions de la consommation, plutôt que de développer des campagnes de sensibilisation ou encore d'agir indirectement par l'intermédiaire de la tarification différentielle, ou enfin, plus simplement par le biais d'une augmentation générale du prix de l'eau. La recherche de solutions à ce problème, implique, d'une manière toute logique, de procéder à l'estimation de l'élasticité-prix de la demande. Cette manière de procéder offre la possibilité de mesurer la réaction des usagers domestiques face à la modification des prix de l'eau. Il est possible alors d'évaluer l'impact de toute politique de prix sur la demande domestique en eau potable. Les années quatre-vingts virent se développer de nombreuses études sur la demande domestique en eau potable, avec un intérêt marqué pour l'analyse économique et les méthodes économétriques appropriées à son estimation.

L'estimation de l'élasticité-prix requiert la spécification correcte de la fonction de demande domestique d'eau potable. La spécification linéaire est la plus utilisée. En particulièrement la forme dite log-log offre non seulement une interprétation intéressante des résultats sur le plan économique mais également une lecture directe des élasticités. La plupart des études retiennent les mêmes variables explicatives pour déterminer la fonction demande domestique. En plus du prix, il est couramment admis que des variables telles que le revenu, la fréquence de distribution d'AEP, les produits chimiques utilisés dans le traitement et la purification de l'eau (chlore de la chaux, hypochlorite de calcium, hypochlorite de sodium), les caractéristiques du ménage et de son environnement (logement, zone d'habitat) ont une influence sur la demande domestique en eau potable. En revanche, la question du choix de la variable de prix de l'eau est soulevée dans la plupart des études sur la demande domestique en eau potable. Des désaccords sont nés entre les auteurs qui prônent l'introduction du prix marginal (le prix de la dernière unité consommée) et ceux qui réfutent l'hypothèse d'information parfaite du consommateur qui, selon eux, ne connaît que le prix moyen de l'eau potable (montant de la facture

divisé par le volume consommé). La spécification du prix dans la fonction de demande a donné lieu à de nombreux débats entre les auteurs et a fini par constituer un important domaine de recherche pendant les années quatre-vingts. Selon Opaluch (1982), Shin (1985), Chicoine et Ramamurthy (1986), la question de l'information détenue par les usagers n'est pas que théorique. L'aspect empirique peut être plus important. Invariablement ces auteurs concluent que les usagers ne sont pas complètement informés sur le barème de prix et qu'ils semblent réagir plutôt au prix moyen. Cela serait dû, selon eux, au fait que l'utilisateur domestique connaît le montant de sa facture et le volume global qu'il a consommé, plutôt que le prix marginal de l'eau comme l'affirment Foster et Beattie (1981). La théorie du consommateur, basée sur le principe d'égalisation du surplus marginal au coût marginal conduit à préférer le prix marginal (Pm) plutôt que le prix moyen (PM) comme variable de prix dans la fonction de demande. Toutefois, une des caractéristiques importantes de la tarification de la demande domestique en eau aux Etats-Unis réside dans le fait que l'eau est vendue selon une tarification par blocs (croissante ou décroissante). Dans le cadre d'une telle tarification, le consommateur n'est pas face à un prix unique mais à un composé d'un abonnement et de prix marginaux différents selon les niveaux de consommations. La contrainte de budget est donc non linéaire. Il s'ensuit que la fonction demande de l'eau dans le cas d'une tarification par blocs est non linéaire et non différentiable. La non différentiabilité de la fonction de demande domestique d'eau potable provient du fait que, dans le cas d'une tarification par blocs croissants, des consommateurs peuvent se positionner sur une même borne, commune à deux blocs, alors qu'ils ont des dispositions marginales à payer différentes. L'analyse économique se complique par le fait que les consommateurs ne réagissent pas nécessairement aux modifications du même prix.

Le calcul de maximisation d'un consommateur du premier bloc n'a pas beaucoup de chances d'être influencé par une modification du prix du dernier bloc. Ces tarifications sont couramment pratiquées par les services d'eau. Selon la théorie, l'agent choisit les quantités optimales de biens à partir de l'observation des prix marginaux. La tarification de l'eau potable en vigueur dans plusieurs pays en développement est par paliers. Dans le cas d'un tel système de tarification, le prix de la dernière unité consommée varie selon le palier dans lequel la

consommation d'un ménage donné se positionne. In fine, nous avons une structure dégressive (DBR, Decreasing Block Rate), si les prix marginaux pratiqués dans les paliers diminuent avec la quantité d'eau consommée, et, une structure progressive (IBR, Increasing Block Rate) quand les prix marginaux pratiqués dans les paliers augmentent avec la quantité d'eau consommée. D'après cette tarification, les ménages ne sont pas face à un prix unique mais à un barème composé d'un abonnement et d'un prix marginal différent et appliqué, à chaque segment de consommation. Plusieurs auteurs ont pourtant préféré introduire le prix moyen car selon eux, l'usager domestique connaît le montant de la facture et le volume global consommé plutôt que le prix marginal de l'eau. Aucun économiste durant les années 1980, n'intègre la totalité de la structure tarifaire dans la fonction de demande domestique d'eau potable. D'après Taylor (1975), la plupart des modèles proposés incluent le prix marginal correspondant au prix de la dernière classe et/ou le prix moyen afin de tenir compte de la structure tarifaire intra-marginale. Pour pallier la non prise en compte du barème complet de prix dans un cadre de tarification multi-blocs, Nordin propose d'introduire une nouvelle variable, connue sous le nom de variable différence. Spécifique à la tarification multi-blocs, cette variable est utilisée par Billings et Agthe (1980), Foster et Beattie (1981) et Howe (1982). Elle correspond à la différence entre ce que le consommateur paye réellement et ce qu'il aurait dû payer si toutes les unités avaient été facturées au prix marginal de la dernière unité consommée. La variable différence a pour objectif de représenter l'effet revenu inhérent à ce type de tarification, une tarification progressive par tranches (IBR, Increasing Block Rate) étant comparée à une subvention sur les premières unités consommées alors que la tarification dégressive par tranches (DBR, Decreasing Block Rate) s'analyse comme une taxe. En conséquence, le coefficient affectant la variable différence devrait être de signe opposé et de magnitude équivalente au coefficient du revenu. Bien que cette formalisation ait été largement utilisée, Seuls Schefter et David (1985) ont vérifié ce résultat sur des données simulées.

Hewitt et Hanemann (1995) font l'hypothèse d'information parfaite des consommateurs et dérivent les fonctions de demande en eau à partir d'un programme de maximisation de l'utilité résolu en deux étapes. Ils s'inspirent des travaux de Burtless et Hausman (1979) et de

Moffitt ((1986) et (1990)). Ces auteurs proposent une modélisation en deux temps. Dans une première étape, le consommateur choisit le segment qui maximise son utilité globale (on parle de demande non conditionnelle). Dans un deuxième temps, le consommateur détermine son niveau optimal de consommation au sein de chaque segment de la contrainte budgétaire (demandes dites conditionnelles). 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-Espiñeira (2003), forts de ces différentes avancées, utilisent certes des données réelles dans les estimations. Toutefois ces données ne concernent qu'un nombre réduit de municipalités (trois seulement). Si nous revenons plus en détail sur les tranches, nous nous rendons compte que ne disposons pas de l'information sur le nombre d'abonnés dans la tranche.

Un second axe largement abordé par la littérature sur la demande domestique en eau est celui des méthodes économétriques qu'il faudrait appliquer. Les auteurs des premières études s'en tiennent toujours à l'utilisation de la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO), pour l'estimation de la fonction de demande en eau potable², sans prise en compte d'une éventuelle endogénéité de la variable de prix (Billings et Agthe (1980), Shefter et David, (1985), puis Chicoine et Ramamurthy Shefter (1987).

Au cours des années quatre-vingts, les techniques instrumentales sont de plus en plus utilisées pour corriger l'endogénéité des variables de prix (Nieswiadomy et Molina (1989)). L'endogénéité du prix moyen provient du fait que celui-ci est construit en rapportant le montant global de la facture à la quantité d'eau potable consommée. La consommation d'eau potable est alors indirectement présente des deux côtés de l'équation, ce qui peut causer un biais dit de simultanéité. Le prix marginal peut être également source d'endogénéité dans le modèle de consommation Si l'utilisateur est soumis à une tarification progressive ou dégressive, le prix marginal qu'il acquitte dépend de la tranche de consommation dans laquelle il décide de se positionner. Le prix est alors fonction de son niveau de

² Voir Billings et Agthe (1980), Schefter et David (1985) et Howe (1982), Chicoine et Ramamurthy (1986) et Schefter (1987).

consommation et n'est donc pas exogène. La correction de ce biais se fait par l'utilisation de variables instrumentales (VI). Jones et Morris (1984) ainsi que Nieswiadomy et Molina (1989) optent pour cette méthode. Toutefois, les moindres carrés ordinaires et les variables instrumentales n'ont pas la capacité d'expliquer le choix du bloc par les consommateurs. Elles supposent implicitement que leur réponse à une modification du prix est identique quel que soit le bloc considéré. Moffit (1990) souligne en outre que ces techniques négligent totalement le cas des consommateurs situés aux extrémités des blocs de tarification. Il faut attendre les années 1990, pour disposer d'une spécification correcte du comportement d'un consommateur face à une tarification par blocs. Hewitt et Hanemann (1995) utilisent la méthode de maximum de vraisemblance pour traiter simultanément les décisions de choix du bloc de tarification et celle du niveau de consommation.

Enfin, Høglund (1997) est l'un des rares auteurs à avoir utilisé des techniques de panel (choix discret/continu), pour estimer un modèle de demande domestique en eau potable. Les recherches les plus récentes s'intéressent à de nouveaux aspects de la demande domestique d'eau potable tels que la possibilité complémentaire entre eau et énergie (Hancen (1996)), le choix d'équipement des ménages en appareils économisant l'eau et les conséquences en termes de bien être des politiques de régulation envisagées. De nos jours, on assiste à l'utilisation des méthodes de panel dans l'estimation des fonctions de demande en eau potable (Nauges et Thomas ((2000) et (2003)), Nauges et Reynaud, (2001), Diakite et Thomas (2009)). Enfin, plusieurs études ont porté sur les Etats-Unis, mais aussi dans divers pays d'Europe Occidentale : Nauges et Thomas ((2000 et 2003)), Nauges et Reynaud (2001)) sur la France, Høglund sur la Suède, et Hancen (1996) sur le Danemark.

Enfin, la question de la disponibilité des données pour estimer les fonctions de demande d'eau potable dans les pays en voie de développement ou en transition constitue également un problème alors que cette analyse pour qu'elle soit menée de façon judicieuse, et comme le soulignent Arbués et al. (2003) ainsi que Worthington et Hoffman (2008), exige de disposer de données individuelles nécessaires pour parvenir à une analyse pertinente du comportement des ménages, et donner plus de pouvoir explicatif aux coefficients

estimés la non disponibilité de ces données individuelles oblige les chercheurs à s'en remettre aux données agrégées. Or l'usage de données agrégées pousse à la prudence vis-à-vis des résultats obtenus.

2. Le modèle

La tarification en vigueur en Algérie est progressive par tranches (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 représentatif³ 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 ème 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)⁴, la variable *différence* définie ici est donnée par :

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

³ Dans le cas de notre étude, nous disposons des données agrégées à l'échelle de la commune. Nous les divisons par le nombre d'abonnés dans chaque commune pour obtenir des données par abonné ou ménage représentatif.

⁴ Dans cet article, la variable différence est définie comme suit :

$$d_i = -fc - \sum_{j=1}^{i-1} (P_j - P_{j+1}) \bar{x}_j \quad P, \quad \text{où } d_1 = -fc. \text{ Elle est l'opposé de celle de}$$

Taylor (1975) et Nordin (1976) et dans notre cas, $fc = 0$ car les ménages ne font pas face à des charges fixes.

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

Comme nous l'avons mentionné dans la revue de littérature, la spécification correcte de la fonction 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 », et qui peut s'écrire comme suit :

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

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

$$b_1 = 1 \quad \text{si } x_1^* (P_1, I_1) \leq \bar{x}_1,$$

$$b_1 = 0 \quad \text{Sinon,}$$

$$b_i = 1 \quad \text{si } \bar{x}_i - x_i^* (P_i, I_i) > 0 \text{ et } x_i^* (P_i, I_i) - \bar{x}_{i-1} > 0,$$

$$b_i = 0 \quad \text{Sinon,}$$

$$i = 2, \dots, m - 1,$$

$$b_m = 1 \quad \text{si } \bar{x}_{m-1} \leq x_m^* (P_m, I_m),$$

$$b_m = 0 \quad \text{Sinon,}$$

$$c_i = 1 \quad \text{si } \bar{x}_i - x_{i+1}^* (P_{i+1}, I_{i+1}) > 0 \text{ et } x_i^* (P_i, I_i) - \bar{x}_i > 0,$$

$$c_i = 0 \text{ Sinon}$$

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 (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 de 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 :

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

$$= Q_1 (P_1, I_1) + Q_2 (P_2, I_2) + \dots + Q_m (P_m, I_m) \quad (3)$$

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

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

agrégée⁵. 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 :

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

$$= s_1 q_1 (P_1, I_1) + \frac{n_2}{n} s_2 q_2 (P_2, I_2) + \dots + s_m q_m (P_m, I_m) \quad (4)$$

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 de demande agrégée sous la forme suivante :

$$q_{ht} = s_{1ht} q_{1t} (P_{1t}, I_{1t}, Z_{ht} / \beta) + s_{2ht} q_{2t} (P_{2t}, I_{2t}, Z_{ht} / \beta)$$

$$+ \dots + s_{mt} q_{mt} (P_{mt}, I_{mt}, Z_{ht} / \beta) + \varepsilon_{ht},$$

(5)

où t est un indice de la période, h l'indice de la commune, Z_{ht} la matrice des variables socio-économiques et techniques, 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 différentes communes, ce qui est le cas de nombreux pays en développement

⁵ 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.

(prix administré par un opérateur unique au niveau national et non déterminé au niveau de chaque commune). Si nous supposons une forme linéaire pour la demande, l'équation à estimer s'écrit explicitement comme suit:

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

(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 .

3. Les données de l'étude

Notre base de données est constituée de 1456 observations concernant 91 communes dont le service d'Alimentation en Eau Potable (AEP) est géré par l'Algérienne des Eaux (ADE), sur la période suivante : du premier trimestre 2004 jusqu'au quatrième trimestre 2007 (16 trimestres). Six wilayas algériennes sont concernées : Alger, Bejaia, Constantine, Oran, Ouargla et Sétif. Ces données ne sont pas individuelles mais concernent les communes desservies en eau potable. Ces données sont principalement issues des rapports réalisés par les différentes agences de l'eau (ADE) au niveau de chaque wilaya de l'étude à partir des bilans techniques et financiers établis trimestriellement par les gestionnaires de services de production et de distribution de l'eau. Outre des données sur les prix et la consommation d'eau potable dans ces communes, l'échantillon contient des informations sur les différentes dépenses en facteurs de travail, en produits chimiques, des renseignements techniques sur le réseau, ainsi que sur les volumes d'eau facturés et distribués. Nous pouvons trouver également dans ces rapports les consommations d'eau en quantité et en valeur, la masse salariale pour les différentes catégories de personnels (cadres, agents de maîtrise et agents d'exécution) et les effectifs correspondants. Nous avons construit notre échantillon directement auprès des unités de gestion de services d'eau potable à travers plusieurs wilayas. De plus, les renseignements concernant la tarification pratiquée par les services d'eau ainsi que les volumes d'eau potable facturés aux usagers domestiques nous ont été

communiqués par l'Algérienne des Eaux. Les données sur la consommation d'eau potable sont obtenues par le biais des factures contenues dans les rapports financiers de l'ADE. Ces factures sont disponibles par trimestre, par commune et par tranche pour toutes les communes de notre échantillon. Sur la base de ces factures, nous calculons les consommations totales et moyennes pour les différentes communes.

La consommation moyenne ($Cons_moy$) exprimée en m^3 /ménage, est définie comme le rapport entre le volume de la catégorie « ménage » et le nombre d'abonnés de cette catégorie. Celle-ci est en forte baisse depuis 2000, la consommation moyenne des habitants des communes gérées par les établissements (ADE) s'élève à environ 80 litres par jour et par habitant (l/j/hab), toutes catégories confondues⁶. La consommation moyenne de la catégorie ménage s'élève à 55 l/j/hab. Il s'agit d'une moyenne nationale qui recouvre de larges disparités géographiques et d'importantes variations saisonnières et annuelles, et aussi en fonction des ressources en eau disponibles. Dans les principales communes, la moitié des abonnés consomme moins de $8 m^3$ par mois (en moyenne $5 m^3$, soit 30 l/j/hab).

Le système tarifaire est le même pour les 91 communes concernées par l'étude du fait de la politiques de péréquation des prix en vigueur dans le pays. En termes nominaux, ces prix n'ont pas beaucoup varié durant la période d'étude. De cette grille tarifaire, nous calculons un prix moyen du m^3 par trimestre et par commune. Ce prix moyen (PM) exprimé en dinar / m^3 est obtenu en divisant le total des factures de la catégorie « consommation résidentielle » (ménages), calculé en sommant la valeur des quatre tranches qu'elle contient, par le total des volumes facturés de la même période. Pour le prix marginal (P_m) la procédure est la même, mais en ne tenant pas compte des taxes forfaitaires suivantes :

$$(RFA_EAU) \text{ et } (RFA_ASS)$$

⁶ MRE / SOGREA-ICEA – (2003).

(resp. redevance fixe eau et redevance fixe assainissement). Ce prix moyen peut avoir un caractère endogène, car la consommation d'eau se retrouve donc « *indirectement* » dans les deux côtés de l'équation, pouvant conduire forcément à un biais dit de simultanéité. Le prix de l'eau a un statut différent des autres prix. Il n'est pas le résultat de la confrontation de l'offre et de la demande. Il est souvent déterminé sur un périmètre local, en fonction des coûts d'exploitation et d'investissement du service de distribution de l'eau.

Le coût du travail trimestriel (incluant les charges salariales) (w_L) exprimé en dinar/trimestre est obtenu en sommant les parts de coût pour les trois catégories suivantes : (cadres, agents d'exécution et agents de maîtrise). Comme l'élasticité salaire n'est pas significative lorsqu'on a estimé notre modèle de consommation (peut-être parce qu'elle ne reflète pas le revenu de la population), la variable salaire ne représente que le coût de travail des employés des unités de gestion des services d'eau. Pour cela, nous proposons de la faire remplacer par la variable connue dans la littérature sous le nom de « *variable différence* », qui est censée représenter l'effet revenu, et qui est inhérente à cette structure tarifaire progressive. Elle est donc construite à partir des tranches de la catégorie ménage.

La consommation des produits chimiques (M) est composée de plusieurs parts de consommation regroupant divers produits utilisés (calcium, sodium charbon, sulfate d'alumine, chlore de chaux,...etc.). Ces différents produits sont principalement utilisés dans le processus de traitement des eaux, et permettent de caractériser la qualité de l'eau via la consommation.

Concernant les variables techniques capturant l'hétérogénéité des réseaux, nous considérons le nombre d'abonnés domestiques desservis ($Abon$), la densité de population ($Densit$), la fréquence et les plages horaires de distribution ($Jours$ et $Heures$). Ces deux dernières variables sont exprimées en jours par semaine et en heures par jour respectivement, et permettent de caractériser la qualité du service de distribution d'AEP. L'on s'intéresse ici aux fréquences hebdomadaires et plages horaires de distribution, à travers les différentes communes de l'échantillon, qui seront notamment utilisées comme variables explicatives dans la fonction de demande. Ces fréquences de distribution d'AEP ont été observées pour chaque commune de

l'échantillon, et se répartissent de façon hétérogène entre les 91 communes de l'échantillon, avec des variations temporelles parfois non négligeables. Ces dernières sont alimentées à des niveaux différents selon la disponibilité de la ressource, et l'état du réseau de distribution, avec des plages horaires et fréquences hebdomadaires telles que : 24h/24, 8h/jour, et fréquences quotidiennes, 1 jour/2, 1 jour/3, 7 jours/7, etc. L'objectif des responsables du secteur de l'AEP est de parvenir à un service permanent (7 jours/7, 24 heures/24), limité par la disponibilité de la ressource, mais également à des considérations de coût de distribution que notre analyse cherche à identifier. Les fréquences de distribution d'AEP seront par conséquent introduites comme variables explicatives dans la fonction de demande d'AEP, afin d'évaluer leur influence, en particulier sur les services d'alimentation en eau potable. Elles sont notamment utilisées comme variables instrumentales pour tester l'endogénéité du prix de l'eau.

Dans le tableau 1, on notera qu'en raison d'observations manquantes pour certaines communes à certaines dates, le nombre total d'observations utilisables dans les estimations est de 878.

Tableau N°1 : Statistiques descriptives sur l'échantillon

Variable	Unité	Moyenne	Écart type	Min	Max
conso	m ³ /trim/abon	32,419	18,8377	3,01399	247,00
prix	DA/m ³	33,934	102,73	0,4517	3315,9
tx_salaire	DA/trim	47569,29	30796,38	18097,54	107944,55
variable (dif)	DA/trim	270,733	426,40	-8224,4	1051,22
Abon_cat1	ménages	10474,21	16016,02	0	88644
heures	%	0,5913	0,292	0,125	1
jours	%	0,89489	0,22	0,2	1
tranche_M1	%	0,63321	0,13299	0,066	0,97628
tranche_M2	%	0,2603	0,089	0,020	0,93204
tranche_M3	%	0,05423	0,037	0	0,28571
tranche_M4	%	0,05224	0,060	0	0,66801
calcium	%	0,0005546	0,00086	0	0,00552

Variable	Unité	Moyenne	Écart type	Min	Max
sodium	%	0,008983	0,00437	0,00069	0,02034
densité	%	0,791627	0,5545	0,0799	3,19809

Notes : 878 observations.

Source : ADE 2004-2007 (calcul de l'auteur)

4. Les résultats d'estimation.

Dans le tableau 3, l'ensemble des résultats est reporté aussi que les résultats des estimations par moindres carrés ordinaires (MCO), FixOne et RanOne. Avant toute estimation du modèle complet, il est nécessaire de tester l'endogénéité de la variable prix. Un biais de simultanéité pourrait en effet être introduit dans le modèle du fait de la présence de la variable de consommation des deux côtés de l'équation.

On rappelle que la variable "prix de l'eau" est calculée à partir de la consommation moyenne d'eau par abonné. Il s'agit de comparer par un test d'Hausman, une estimation Within à une estimation par Variables Instrumentales (VI), pratiquées sur un modèle en données centrées par rapport à la période⁷. Dans l'estimation par VI, les instruments sont choisis parmi les données techniques concernant le réseau. Ces variables sont exogènes⁸ et corrélées avec la variable de prix. Les instruments retenus pour ce premier test d'Hausman sont : fréquence et plages horaires d'AEP (heures et jours), longueur du réseau (long), les produits de traitement (calcium et sodium) et les tranches de consommation (t1, t2 et t3).

On présente dans le tableau 2, les résultats des deux tests Hausman pratiqués sur l'endogénéité des variables supposées préalablement exogènes : le prix moyen et la « variable différence » que nous avons construits à partir des 4 tranches de la catégorie ménage.

⁷ Le centrage des variables permet d'éliminer le terme d'erreur α_i et toute corrélation éventuelle des variables explicatives avec ce terme d'erreur.

⁸ L'exogénéité des instruments est testée ex post en régressant les résidus Within sur les instruments.

Tableau N°2 : **Résultats des tests d'Hausman**

Test	ddl^*	χ^2	$p > \chi^2$
Endogénéité du prix Within/Within + instruments	7	4,95	0,666
Endogénéité de variable différence Within/Within + instruments	7	4,95	0,666
Effets fixes/aléatoires MCO /Within	4	45,49	0.0001

* degrés de liberté.

Source : ADE 2004-2007 (calcul de l'auteur)

La statistique du premier test d'Hausman, 4,95 est inférieure à la valeur critique d'un chi-deux $\chi^2(7)$ avec un risque de première espèce de 5%, (14,06). Le premier test conduit donc à accepter l'hypothèse nulle d'exogénéité du prix et la variable différence. Ces deux variables n'étant pas endogènes, il n'est pas nécessaire de les instrumenter. Le second test d'exogénéité doit être pratiqué pour étudier la corrélation éventuelle entre les variables explicatives (X_{it})

et le terme d'erreur individuel α_i . La statistique d'Hausman de 45,49 est largement supérieure à la valeur critique d'un $\chi^2(4)$, au seuil de première espèce de 1%, (13,28). Cela signifie donc que le test de spécification d'Hausman conduit à rejeter l'hypothèse nulle de non-corrélation. Il existe un effet individuel, constant tout au long de la période, le modèle à effets fixes peut être adopté, l'estimateur associé étant convergent. Dans la mesure où il ne permet pas d'identifier tous les paramètres du modèle, et qu'il n'est pas efficace, une autre possibilité consiste à appliquer des méthodes spécifiques par variables instrumentales. On se réfère pour cela aux articles de Hausman et Taylor [1981], Amemiya et Macurdy [1986] et Breusch, Mizon et Schmidt [1989]. Ces méthodes sont respectivement notées HT, AM et BMS. Elles permettent de corriger le biais engendré par la présence de ce terme individuel. Pour une description complète des méthodes économétriques employées ici, on se reportera au travail de Nauges et Thomas (2000). Nous retiendrons par conséquent la spécification des

effets fixes dans l'interprétation des résultats qui sont présentés dans le tableau ci-après. Le tableau 3 présente les résultats de l'estimation de la fonction de demande domestique pour l'ensemble des communes de l'échantillon. Il est à signaler que les variables sont exprimées en logarithme. Les élasticités de la demande par rapport à chacune des variables du modèle sont ainsi lues directement car elles correspondent aux coefficients estimés⁹. En matière de mesure des élasticités-prix, les résultats confirment les conclusions des autres études, à savoir la faible sensibilité des usagers domestiques au prix de services d'AEP.

L'étude de la fonction de demande domestique en eau potable conduit aux conclusions suivantes : il apparaît d'abord que la variable prix est significative. L'élasticité-prix de la demande est cependant forte -0,37, par rapport à celle obtenue dans des études similaires portant sur les pays riches, telle que la France par exemple. Cette différence est tout à fait cohérente avec l'hypothèse selon laquelle, plus les populations sont pauvres plus elles feront attention à leurs dépenses, et aux fluctuations des prix des biens de consommation courante. Les usagers apparaissent donc plus sensibles, sur la période considérée, à la variation des prix de l'eau potable. Les élasticité-prix et élasticité-revenu obtenues via la variable *différence* 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 plus forte sensibilité au prix de l'eau peut être reliée au résultat suivant. L'élasticité de la variable différence, qui est censée représenter le revenu est significativement différente de zéro. Elle est de -0,0497. Il n'est pas surprenant que des ménages au revenu plus faible portent davantage attention aux dépenses, et notamment à leur facture d'eau, d'autant plus si le prix de l'eau a connu une forte

⁹ La fonction de demande est de la forme : $\ln Y = \sum_i \beta_i \ln X_i$. On a

$$\text{donc } d \ln Y = \beta_i d \ln X_i, \text{ soit : } \beta_i = \frac{dY/Y}{dX_i/X_i} = \frac{dY}{dX_i} \frac{X_i}{Y}, \text{ ce qui}$$

correspond bien à la définition de l'élasticité de Y par rapport à X_i .

hausse. Ces estimations confèrent à l'eau potable sa qualité de bien de première nécessité selon la théorie microéconomique.

Avec les paramètres estimés de la procédure FixOne, l'élasticité-prix est égale à -0,37091 (écart-type de 0,0564) et l'élasticité de la variable «différence», qui a pour objectif de représenter l'effet revenu est égale à -0,049731 (écart-type de 0,00304). Ces deux coefficients sont très significatifs et indiquent qu'en moyenne, pour une hausse de 1% du prix de l'eau, les ménages diminuent de 0,37% leur consommation d'eau; et pour une hausse de 1% de leur revenu, les ménages augmentent de 0,05% leur consommation de ce bien.

Par conséquent, l'eau en Algérie peut être considérée, selon la théorie microéconomique, comme un bien de première nécessité; c'est-à-dire un bien normal (élasticité de la « variable différence » qui est censée représenter l'élasticité-revenu avec un signe opposé inférieure en valeur absolue à 1) dont la demande est inélastique (une élasticité-prix inférieure en valeur absolue à 1). Ces paramètres estimés sont cependant 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 font 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 en eau pour les pays de la région afin d'effectuer des comparaisons.

Tableau N°3 : Estimation de la demande domestique d'eau potable

Variable	Méthode			
	MCO	Within	FixOne	RanOne
Constante	3,88661*** (13,55)	-0,01688*** (-2,61)	4,270352*** (18,81)	4,439682*** (20,34)
Prix	-0,256*** (-3,3)	-0,36971*** (-6,43)	-0,37091*** (-6,58)	-0,37846*** (-6,56)
Différence	-0,08632*** (24,95)	-0,04372*** (15,31)	-0,049731*** (16, 37)	-0,055196*** (18,07)
Trim 1	0,02458 (0,92)	-0,03294* (-1,81)	-0,03245* (-1,81)	-0,02555 (-1,39)
Trim 2	-0,01227	-0,04546***	-0,049***	-0,04487***

	(-0,46)	(-2,48)	(-2,73)	(-2,43)
Trim 3	0,04945* (1,9)	0,02635 (1,49)	0,030756* (1,78)	0,033351* (1,88)
Heures	0,02718 (1,46)	-0,03174 (-1,27)	-0,06161** (-2,27)	-0,03406 (-1,36)
Jours	0,22134*** (4,36)	-0,03202 (-0,74)	0,056625 (0,92)	0,098318* (1,73)
Calciu m	77,66324*** (5,59)	-9,00538 (-0,59)	6,700674 (0,44)	20,45595 (1,42)
Sodiu m	3,43244 (1,37)	10,52925*** (3,96)	8,126185*** (3,07)	7,188475*** (2,84)

Source : ADE 2004-2007 (calcul de l'auteur)

Notes. 1172 observations. (.) : Les nombres entre parenthèse sont les t de Student (*), (**) et (***) indiquent respectivement les niveaux de confiance 10%, 5% et 1%. Avec la procédure FixOne (effets fixes), le \bar{R}^2 pour (lq) est de 0,8058.

L'élasticité d'eau potable par rapport au revenu est significative. Il est cohérent de supposer que des ménages au revenu plus faible ne consomment pas nécessairement moins d'eau que les ménages riches. D'autres effets sont constatés. Il ressort que la variable saison (trimestre) a un double effet négatif, puis positif sur la consommation moyenne des ménages. Ce constat est assez intuitif car il montre qu'en basse saison (période creuse), la consommation moyenne des ménages baisse. Les élasticités pour les deux premiers trimestres sont négatives et significatives (-0,032), (-0,049) respectivement. Inversement par rapport à la haute saison (période de pointe). Le coefficient d'élasticité apparaît de signe positif (0,030), à partir du troisième trimestre, ce qui nous confirme la forte demande en saison estivale.

Comme indiqué plus haut, les fréquences de distribution d'AEP seront prises comme variables explicatives, dans la fonction de demande, afin d'évaluer leur influence, en particulier sur la qualité des services de l'eau. Nous évaluons donc l'impact de la qualité du service, mesurée par la fréquence et les plages horaires de distribution aux abonnés, sur les performances du service d'eau, en s'intéressant aux élasticités de la demande en eau potable par rapport aux variables Heures et Jours. Les estimations de ces élasticités s'interprètent de la façon suivante : un accroissement de 1% de la fréquence de

distribution (jours) entraîne une augmentation de la consommation d'eau dans la proportion suivante (0,056 %), par contre, la variable concernant la plage horaire (heures) est de signe négatif (-0,06 %). Nous préférons interpréter ces élasticités négatives comme le signe que les plages horaires et fréquences de distribution sont directement liées à la rareté de la ressource. Enfin, nous évaluons l'impact de la qualité de l'eau via les produits chimiques. D'après, les résultats obtenus, ces produits de traitement ont un effet positif sur la consommation des ménages. À première vue, cet effet semble logique. Plus on utilise ces produits chimiques, plus l'eau devient potable. Ainsi, la qualité de l'eau se traduit par l'augmentation de la consommation.

5. Conclusion

L'estimation de la fonction de demande en eau potable a pour objet d'évaluer la sensibilité de la consommation d'eau des ménages au prix et au revenu. Dans cet article, nous avons analysé les déterminants de la demande domestique des ménages à partir d'un échantillon de services d'eau potable algériens gérés par l'ADE. À partir de la modélisation économique des décisions des gestionnaires en charge de l'exploitation des services d'AEP et à l'aide d'une fonction de demande d'eau potable, nous avons résumé les différentes informations sur la consommation d'eau des ménages, pour l'échantillon total des communes desservies par les différentes agences de l'eau. Au vu des résultats présentés dans cet article, nous pouvons tirer plusieurs enseignements sur la gestion efficace de la ressource en eau.

- 1- La sensibilité des usagers domestiques au prix de l'eau est réelle et modérée. Les usagers ne sont pas insensibles au prix de l'eau, mais l'ampleur de leur réaction est relativement faible. À une hausse de 10% du prix correspond en moyenne une baisse de 3,7 % de la consommation d'eau. L'utilisation du prix en tant qu'instrument de régulation de la demande domestique risque d'être peu efficace. L'élasticité-prix estimée n'est pas assez forte, alors qu'on s'attend à une sensibilité croissante des usagers au prix de l'eau. Le montant global des factures d'eau n'est plus négligeable par rapport au budget des dépenses de consommation des ménages. L'augmentation substantielle du prix de l'eau au début de l'année

2005 a sensibilisé l'opinion publique, mais cela ne s'est pas traduit à court terme par une baisse importante de la consommation¹⁰. Ce constat mérite d'être souligné lorsqu'une politique de gestion est envisagée. Au vu des faibles élasticités-prix obtenues, il nous semble préférable que toute action sur la consommation doive se conjuguer aux campagnes d'information et de rationnement pour l'usage rationnel de la ressource dans un pays semi-aride et aride tel que l'Algérie.

- 2- L'introduction d'équipements économes en eau et la lutte contre les fuites dans le réseau de distribution d'AEP seront les solutions à envisager pour réduire le poids de la facture d'eau dans le budget des ménages. Mais ces diverses mesures n'agiront sur le comportement de l'utilisateur que si celui-ci connaît ce prix et paie réellement l'eau qu'il consomme. Ceci n'est possible que si chaque ménage possède un compteur individuel.
- 3- Notre étude a mis en évidence que le revenu des ménages avait une influence souvent faible sur leur consommation d'eau et que les ménages aux revenus plus faibles étaient plus sensibles au prix. Ce résultat amène à préférer la mise en place de tarification progressive plutôt que d'envisager simplement des hausses de prix. L'augmentation uniforme du prix conduirait à un phénomène de redistribution vers les ménages disposant de revenus plus élevés. La tarification progressive est caractérisée par un prix au mètre cube différent en fonction de la tranche de consommation atteinte. Plus, la tranche de consommation est haute, plus le prix au mètre cube est élevé. Ce type de tarification revient à faire payer plus cher les gros consommateurs pour subventionner la tranche de consommation la plus basse, dite sociale.
- 4- La consommation moyenne d'un abonné d'une commune, a été analysée. Il convient maintenant de travailler à un niveau de désagrégation plus fin. La consommation d'eau doit en effet s'appréhender au niveau individuel, ce qui permettra de préciser les conclusions issues de l'étude sur données agrégées et d'intégrer les

¹⁰ Il est vraisemblable qu'à long terme, l'élasticité-prix soit plus élevée du fait par exemple de possibilités d'adaptation des équipements plus importants.

décisions d'équipement des ménages dans la fonction de demande domestique.

- 5- Qu'il s'agisse de politique de prix ou de tout autre type de mesure, il est nécessaire de connaître la fonction de demande domestique car elle permet d'évaluer le bien être retiré de la consommation de la ressource. Confrontée à des évaluations similaires menées à partir des fonctions de demande des autres usagers, la mesure des valorisations contribuera à réguler au mieux le partage de la ressource en eau.
- 6- Cette étude sur la demande d'eau est une première à notre connaissance en Algérie. Des études ultérieures avec notamment une base de données plus riche (données individuelles) sont nécessaires pour bien valider ces paramètres estimés. 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 Algérie.
- 7- Globalement, ces résultats sont encourageants en ce qui concerne leur application directe en termes de décisions politiques. Il existe plusieurs moyens d'adaptation à côté de ces élasticités : la présence de régulation dans la gestion des services d'AEP est un bon exemple d'ajuster la demande en eau potable via le prix. La restriction de certains usages reste une mesure économique qui permet de corriger le déséquilibre entre la quantité disponible et la croissance continue des besoins.

Annexe

Description des variables utilisées.

- ✓ CONSO : équivalent en volume d'eau du montant des factures (divisé par le nombre d'abonnés pour le ramener à l'échelle du ménage représentatif).
- ✓ PRIX : rapport entre CONSO et le volume total d'eau distribué aux ménages.
- ✓ TX-SALAIRE: proportion de salaires des différentes catégories socioprofessionnelles.
- ✓ REVENU (DIF) : la variable différence définie ici est celle proposé par Nordin (1976), pour représenter l'effet revenu.
- ✓ ABON_CAT1 : somme des abonnés de la catégorie ménage au service
- ✓ H et J : ces indices dénotent respectivement des fréquences et plages horaires de distribution.
- ✓ TRANCHE_M1-M4 : proportions des quatre (4) tranches de la catégorie ménage.
- ✓ CALCIUM et SODIUM : proportion des produits de traitement.
- ✓ DENSITE : rapport entre la population desservie et la longueur du réseau de distribution.

Références Bibliographiques

Chicoine D, Deller, S & Ramamurthy, G. (1986). «Water Demand Estimation under Block Rate Pricing: Simultaneous Equation Approach». *Water Resources*, 22 (6) : 859-863.

Dalmas L & Reynaud, A (January 23th (2003). «Résidentiel water Demande in The Slovak Republic University de Nice-Sophia Antipolis,» Intra-Lerna Université de Toulouse I.

Diakite D & Thomas A, (2009) « Estimation de la demande d'eau à usage Résidentiel en côte d'Ivoire: une analyse économétrique sur Panel de données». *Document de travail, Université de Toulouse I.*

Foster J.H & Beattie B, (1979). «Urban Residential Demand for Water in the United States», *Land Economics*, 55 (1): 43-58.

Foster J.h & Beattie, B, (1981). «On the Specification of Prices in Studies of Consumer Demand under Block Price Scheduling», *Land Economics*, 57 : 624-629.

Gibes K, (1978). «Price Variable in Residential Water Demand Models». *Water Resources Research*, 14(1) : 15-18.

Hansen L.G, (1996). «Water and Energy Price Impacts on Residential Water Demand in Copenhagen». *Land Economics*, 72 (1), p. 66-79.

Hausman J.A, (1981). «Exact Consumer's Surplus and Deadweight Loss», *American Economic Review*, 71 : 662-676.

Hewitt J & Hanemann w, (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.W, (1982). «The Impact of Price on Residential Water Demand : Some New Insights», *Water Resources Research*, 18 (4) : 713-716.

Howe C.W & Linaweaver F(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.

James , Price, Janie M, Chermak & Jeff Felardo, (2014). «*Low-flow appliances and household water demand: An evaluation of*

demand-side management policy in Albuquerque», New Mexico, Journal of Environmental Management, Volume 133, Pages 37-44

Jones C.V & Morris J.R, (1984). «Instrumental Price Estimates and Residential water Demand», *water Resources Research*, 20: 197-202.

Kenney D.C, GoemansR, Klein J, Lowrey K & Reidy, (2008). «Residential water demand management: lessons from Aurora, Colorado» J. Am. Water Res. Asso., 44 (2008), pp. 192–207

Maamar S (2014). «A meta-analysis of residential water demand studies» Environment, Development and Sustainability, Volume 16, Issue 3 , pp 499-520.

Maresca B, Poquet G, Pouquet L & Ragot K, (1997). «L'eau et les usages domestiques. Comportements de consommation de l'eau dans les ménages». *Cahier de Recherche CREDOC*, 104.

Martinez E, R(2003). «Estimating Water Demand under Increasing Block Tariffs Using Aggregate Data and Proportions of Users per Block». *Environmental and Resources Economics*, 26 (1): 5-23.

Mre / Sogreah-Icea (2003). «Etude de la tarification de l'eau à usage domestique et industriel et l'assainissement».

Nauges c, (1999). «*La consommation d'eau potable en France : Analyse économétrique de la demande domestique*» Thèse pour le doctorat en Sciences Economiques. Université des Sciences Sociales de Toulouse.

Nauges C & Renaud A, (2001). «Estimation de la demande domestique d'eau potable en France», *Revue Economique*, 52(1) : 167-185.

Nauges C & Thomas A, (2000), «Dynamique de la consommation d'eau potable des ménages : une étude sur un panel de communes françaises». *Économie et prévision*, 175-184.

Nieswiadomy, M & Molina, D. (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. & Archibald S, (1998).** «Demand Side Management Policies for Residential Water Use: Who Bears the Conservation Burden», *Land Economics*, 74 (3) : 343-359.
- Reynaud A & Thomas A, (2005).** «Demande domestique en eau et choix de délégation : le cas Français». *Revue économique*, 56 (5) :1145-68.
- Scheffer., J.& David, E, (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.
- The World Bank (1996)** «World Resources 1996-97». Oxford University Press.
- Wooldridge J.M, (2002)** «Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data». MIT Press,
- Worthington, A.C & Hoffman M, (2008).** «An empirical survey of residential water demand modelling». *Journal of Economics Surveys*, 22(5) :842–871, 2008.
- Zeggagh, A, ThomasA & Ferfera M.Y, (2010).** «Evaluation économique des performances des services d'eau potable algérienne». *les cahiers du CREAD, N° 92-2010.*