

LA GESTION DE L'EAU POTABLE EN ALGERIE, QUELLE STRATEGIE FACE AUX CONTRAINTES ECONOMIQUES ET CLIMATIQUES ?

Par : Mourad KERTOUS¹

VIème colloque international

21-23 juin 2010

Hammamet (Tunisie)

Stratégies de développement : Quel chemin parcouru ?

Quelles réponses face aux nouvelles contraintes économiques et climatiques ?

Résumé :

La crise de raréfaction croissante de l'eau constitue aujourd'hui une véritable menace pour le développement, dans le monde, et l'Algérie se classe au 16 rang des pays les plus manquants d'eau. Cette crise interpelle aujourd'hui plus que jamais les scientifiques à trouver des solutions urgentes. Les économistes, entre autres, sont contraints de trouver des solutions immédiates pour améliorer la gestion de cette ressource dans une optique de développement durable.

Notre approche, dans ce travail, consiste à appréhender ce problème, en Algérie, au niveau de la demande. La stratégie suivie consiste à estimer une fonction de demande d'eau potable sur un échantillon de ménages au niveau de la wilaya de Bejaia. Parmi les résultats marquants de notre recherche ; la faible réaction des abonnés face aux changements des prix. Une augmentation du prix de l'eau de 1% n'induit qu'une réduction de 0.25% de la demande. Aussi notre travail établit que la politique de rationnement horaire de la demande encourage la surconsommation dans notre échantillon.

Mots clés : Estimation, déterminants, eau potable, données de panel.

Classification JEL : L95, Q25, D12

¹ KERTOUS MOURAD
Laboratoire CARE
Ecole Doctorale Economie Gestion Normandie
Université de Rouen
Faculté de Droit, de Sciences Économiques et de Gestion
3, avenue Pasteur - 76186 Rouen Cedex 1 - FRANCE
Tel: (+33) 2 32 76 96 57 - Fax: (+33) 2 32 76 96 63
Email : mourad.kertous@univ-rouen.fr

INTRODUCTION

L'Algérie, à l'instar de tous les pays signataires de la Déclaration du Millénaire, s'est engagée à atteindre huit objectifs avant l'horizon de 2015. L'un des objectifs « *assurer un environnement durable* ». Ce point est sans doute crucial pour les années à venir, car le monde connaît déjà des mutations préoccupantes : le réchauffement climatique, la disparition des espèces, la surexploitation des ressources, la déforestation, la disparition de la banquise, la surexploitation des ressources en eau (OMD, 2008), sont des éléments qui nous avertissent qu'il est temps d'agir.

Dans de telles conditions, la rareté de l'eau est sans doute l'un des défis majeurs du siècle. Le WRI (Water Resources Institute) avance des chiffres inquiétants en ce sens : plus de 232 millions de personnes, soit 26 pays, souffrent déjà du manque d'eau et d'ici 2032, ce chiffre dépassera la barre des 50 % de la population mondiale. Dans cette même lignée, le Conseil Mondial de l'Eau, dans son 3^{ème} Forum tenu à Kyoto en 2003, avait avancé que sur une population de 6 milliards d'habitants, 1 sur 4 n'accède pas à une eau de qualité et en quantité suffisante, qu'un habitant sur deux ne dispose pas d'un système d'assainissement adéquat et chaque année 7 millions de personnes meurent à cause des maladies d'origine hydrique. Selon les spécialistes : cette situation est due à une pénurie quantitative, car l'eau est en voie de raréfaction. Elle est aussi le résultat du gaspillage, de la surexploitation, du changement climatique, de la croissance démographique, des exigences économiques du développement, d'un manque de capitaux, de sa dégradation croissante due à l'activité économique, mais surtout à sa gestion catastrophique.

Face à cette situation, l'Algérie est classée à la 16^{ème} place des pays les plus manquants d'eau au monde (CNES, 2000). Avec une disponibilité inférieure à 500m³/an/hab, ce pays est situé sous les deux seuils² fixés par l'Organisation Mondiale de la Santé (OMS). Cette situation apparaît presque invraisemblable, car depuis l'indépendance, l'Algérie a consacré en moyenne 2 % de son PIB pour faire face aux besoins de ce secteur. D'après le rapport : « *l'eau en Algérie, le grand défi de demain* », l'Algérie compte plus de 110 barrages en exploitation d'une capacité de 12 milliards de m³. Toutefois, pour diverses raisons : la concentration de 90 % de la population sur 7 % du territoire, la concentration de l'industrie et de l'agriculture sur la bande littorale, la répartition déséquilibrée de la ressource dans le temps et dans l'espace, le changement climatique..., ces ouvrages ne mobilisent que 4,5 milliards de m³/an (CNES, 2000). Par conséquent, la disponibilité par tête en Algérie ne dépasse pas la barre des 160 l/j/h³.

Face à cette problématique, l'Algérie n'a pas renoncé à ses efforts pour améliorer l'offre de ce service vital. À titre d'exemple, elle s'est lancée depuis peu (années 2000) dans le dessalement de l'eau de mer⁴. Cette solution semble s'imposer afin de faire face à ses besoins grandissants, mais aussi pour atténuer la pression sur les ressources locales. Ainsi, l'Algérie s'est fixée un objectif de réaliser 13 stations d'une capacité de 2.260.000 m³/j (soit l'équivalent de 11.873.220 habitants⁵ (ADE, 2009)). Dans le cas de l'Algérie, il est certainement nécessaire d'agir sur l'offre. Cependant, cette approche par l'offre est insuffisante si elle n'est pas appareillée par une politique de gestion par la demande. En effet, si le problème majeur est d'assurer de l'eau pour tous, il est également de notre responsabilité d'assurer un approvisionnement durable et responsable. De plus, maîtriser la demande est un moyen d'assurer indirectement une offre supplémentaire à travers une bonne répartition de la ressource. Ainsi, il est impératif de cerner les déterminants de la demande pour comprendre le comportement des consommateurs et d'agir en conséquence.

² Le seuil de stress hydrique (des disponibilités inférieures à 1500m³/an/hab) et seuil de pénurie chronique (des disponibilités inférieures à 1000m³/an/hab)

³ La quantité minimale pour une bonne hygiène de vie est fixée par l'OMS à 250 l/j/hab

⁴ Le dessalement de l'eau de mer coûte en moyenne entre 1 et 2 \$, soit deux à trois fois plus cher qu'une production par forage ou barrage (27,45 DA/m³).

⁵ L'Algérie se dote actuellement de la plus grande station de dessalement au monde avec une capacité de 500 000 m³/j (ADE, 2009).

Notre travail, pour l'Algérie, s'inscrit dans cette même thématique de recherche. Autrement dit, nous allons estimer la fonction de demande en eau potable dans l'une de ses Wilayas⁶. Cette estimation aura pour objectif de prévoir la réaction des consommateurs face aux différents paramètres qui déterminent la demande et donc de constituer des outils d'aide à la décision pour d'éventuels changements futurs (révision tarifaire, sécheresses...).

Cependant, le prix a intégré dans la fonction de demande ne fait pas l'unanimité (prix moyen, prix marginal...) et fait toujours débat entre les économistes. Cette situation s'explique par le fait que les abonnés ne connaissent ni le prix de l'eau ni la structure tarifaire. De ce fait, il est très coûteux pour l'abonné de déterminer le prix qu'il doit payer à l'instant T (Shin (1985)). Toutefois, si on s'appuie sur l'hypothèse que le consommateur a déjà réglé sa dernière facture, il est probable que le prix moyen de cette facture lui sert de référence dans sa prise de décision à l'instant T. En effet, nous pouvons envisager qu'un consommateur qui reçoit une facture trop lourde à l'instant T-1 tenterait de réduire sa consommation pour l'instant T. En revanche, un autre consommateur qui reçoit une facture moins lourde lui aura de fortes chances de consommer beaucoup plus d'eau pour la prochaine période. Par ailleurs, notre contribution à la littérature, à défaut de l'estimation de la fonction de demande en eau potable pour le cas de Bejaia, est d'examiner également l'impact du prix moyen de la dernière facture sur la demande des abonnés et de comparer les deux résultats (prix moyen et prix moyen décalé).

Pour répondre aux interrogations posées dans cet article, nous avons architecturé notre travail de la façon suivante :

Après un bref rappel sur l'intérêt des instruments tarifaires et non tarifaires dans la détermination de la demande en eau potable, nous allons : faire une revue de la littérature sur les différents prix utilisés dans ce type de travaux, exposer les différentes étapes marquantes des révisions tarifaires en Algérie, présenter nos données statistiques avec une analyse descriptive sur un ensemble de graphiques, présenter les différentes spécifications économétriques retenues pour l'estimation de notre fonction de demande, analyser les résultats des différents modèles estimés. Enfin, nous allons conclure par un ensemble d'éléments qui découleront de nos estimations.

LA TARIFICATION DE L'EAU ET LA GESTION PAR LA DEMANDE

Selon Renwick et alii, (1998), ne pas prendre en compte les politiques non tarifaires peut facilement induire à une surestimation ou sous-estimation de l'impact des prix sur la demande. Sur ce point, il y a consensus entre les modélisateurs de cette discipline, du moins, dans tout ce qui est variables à introduire dans les modèles. Les auteurs utilisent généralement des variables techniques, des variables socioéconomiques et des variables climatiques.

Dans le présent papier, notre choix s'est fait sur les mêmes groupes de variables citées précédemment. Nous avons également tenté de mettre en avant quelques intuitions pour voir l'incidence de certaines variables sur la consommation des ménages. Par exemple, dans nos modèles, nous avons intégré la tarification forfaitaire. Cette tarification est due généralement à des anomalies dans les équipements ou à des problèmes de gestion. Par conséquent, ces facteurs empêchent les entreprises de gestion à relever les compteurs de certains consommateurs. De ce fait, cette situation oblige les régies (ou/et les entreprises de gestion) à appliquer une tarification forfaitaire. Cette variable peut avoir une réelle incidence sur le comportement des consommateurs et son omission peut nous induire facilement dans la surestimation ou la sous-estimation du modèle.

L'autre hypothèse recherchée à tester dans ce travail est d'examiner l'impact d'une politique par rationnement horaire sur la demande des abonnés. Cette technique est appliquée depuis

⁶ Cette estimation est sans doute la première estimation de la fonction de demande de l'eau en Algérie.

longtemps en Algérie. Elle consiste à offrir de l'eau pour les consommateurs avec des créneaux horaires bien déterminés (réguliers ou non). Cet instrument a certainement une incidence réelle sur la consommation, mais son résultat reste improbable, car la mise en œuvre d'une telle politique exige beaucoup de technicité. En effet, la non-connaissance des besoins réels des consommateurs et donc du nombre d'heures réelles de leurs besoins peut avoir un effet pervers sur la consommation. En observant le comportement des consommateurs enquêtés, nous nous sommes aperçus que ces derniers procèdent tous à du stockage. Cette situation est le résultat des anticipations négatives des consommateurs et de leurs craintes des irrégularités qui peuvent survenir. En effet, il est rare de trouver aujourd'hui en Algérie, dans les zones qui connaissent des irrégularités, des ménages qui ne possèdent pas des moyens de stockage.

REVUE DE LA LITTÉRATURE :

Les études sur l'estimation de la fonction de demande en eau potable ont généralement pour objectif, soit le calcul des déterminants de la demande (spécialement l'élasticité prix), soit le consentement à payer des agents (Mazzanti And Montini (2005)). Cependant, la majorité des auteurs qui s'est penchée sur cette problématique s'est heurtée au problème de la modélisation de la variable prix due à la structure tarifaire⁷. Facturée en tranches croissantes ou décroissantes, cette structure pose un problème de modélisation. Pour cette raison, l'interrogation qui revient souvent dans ce type d'exercice, et qui fait toujours débat, est le choix du prix qu'il faut intégrer dans la fonction de demande. Dans la littérature que nous avons recensée, nous avons constaté trois choix principaux :

Le prix moyen : ce prix est incontestablement le plus utilisé. Il est calculé sur la base d'un rapport entre la facture totale et la quantité consommée (Wong (1972), Foster et Beattie (1980)). Cependant, l'utilisation de ce prix génère un problème de simultanéité. En effet, comme il est noté dans les travaux de Bachrach Et Vaughan (1994), de Nauges & Reynaud (2001) et d'Ayadi & alii (2003), l'introduction de la variable prix moyen engendre un effet de simultanéité. Cet effet provient du fait que la variable exogène se retrouve des deux côtés de l'équation. Pour cette raison, il est souvent suggéré d'instrumentaliser la variable prix.

La deuxième variante de prix, utilisée dans les travaux d'analyse empiriques, est un prix marginal. Cette variable est définie comme étant le prix de la dernière unité consommée (Howe et Linaweaver (1967)). Ce prix a été utilisé pour la première fois par Howe et Linaweaver (1967) pour exposer l'intérêt des compteurs et l'impact des prix sur la consommation des ménages. Depuis, la majorité des travaux ayant utilisé ce prix marginal (Gibbs [1978] et de Danielson [1979]...)⁸, établit le même résultat qu'avec le prix moyen. Autrement dit, la consommation est peu sensible aux variations des prix.

Enfin, nous avons recensé un troisième prix calculé sur la base d'une variable de différence. Ce prix trouve ses sources dans le papier de Nordin (1976). Cet auteur suggère l'utilisation du prix marginal plus une variable de différence qui représente l'effet intra-marginal. Cette variable est définie comme étant la différence entre le prix payé par l'abonné et le prix qu'il aurait dû payer si toute la quantité consommée était facturée au prix marginal. D'après Nordin (1976) la valeur de ce paramètre devrait correspondre à la valeur du paramètre revenu, mais avec un signe opposé. Cependant, beaucoup de travaux (Nieswiadomy & Molina, (1989); Renwick & Green, (2000); Jones & Morris, (1984); Agthe & Billings, (1986) ; R. Martinez-Espiñeira (2003)) n'ont pas pu arriver à ce résultat.

⁷ Cette structure tarifaire est généralement représentée en bloc croissant ou décroissant d'où les difficultés de modéliser cette variable.

⁸ Les élasticités calculées par ces auteurs sont respectivement de -0.51 (pour Gibbs) et -0.27 pour le premier modèle de Danielson).

Dans un autre papier de Kavezeri-Karuaihe & alii (2005) sur la ville de Windhoek (Namibie), les auteurs utilisent un autre prix connu sous le nom de *prix perçu* (Shin 1985)⁹. Ce prix est tout simplement un prix issu d'une estimation préalable sur une formule qui met en relation le prix moyen et le prix marginal. Une fois le paramètre estimé, l'auteur peut alors choisir selon le résultat, le prix qui influence les décisions du consommateur (prix moyen ou prix marginal). En conséquence et dans le respect de cette démarche, les auteurs ont effectué leurs estimations sur un échantillon de 216 ménages et pour des raisons historiques, ils ont utilisé une segmentation par groupe de revenu. Le premier résultat qui découle de leurs estimations est que l'élasticité prix du groupe à bas revenu (-0.25) est beaucoup moins importante que celle du groupe à revenu élevé (-0.60). Ce résultat rejoint, d'ailleurs, ceux de Jansen & Schulz (2005)¹⁰, où l'estimation par groupe de revenu fait apparaître le même constat. Autrement dit, la catégorie des ménages à revenu élevé est plus sensible aux variations des prix. Le paramètre de cette catégorie ressort avec une valeur de -0.99 contre -0.23 pour la catégorie à revenu bas. Ce résultat vient alors confirmer l'intérêt d'une politique tarifaire ciblée.

L'autre résultat que ressortent les estimations de Kavezeri-Karuaihe & alii (2005) est que le groupe de ménages à revenu bas réagit au prix marginal, alors que le groupe à revenu élevé réagit au prix moyen. Ce résultat vient alors confirmer ceux de Nieswiadomy & Molina (1991) et de Shin (1985). Cependant, comme le signalent les auteurs (Kavezeri-Karuaihe & alii (2005)), le prix moyen de 97% de leur échantillon coïncide avec le prix marginal (car la majorité des consommateurs se concentre dans la première tranche), d'où la limite de leurs résultats.

Nous avons également trouvé une autre approche dans le papier de Hewitt et Hanemann (1995), qui se basent sur la théorie du consommateur. D'après ces auteurs, le consommateur choisit une tranche, puis il maximise son utilité sous une contrainte budgétaire. Cette méthode a été déjà utilisée par Burtless & Hausman (1978). Ainsi, pour résoudre un tel modèle, les auteurs procèdent par des modèles à choix discrets. Autrement dit, le codage sur le choix de la tranche se fait en 1 ou en 0. Puis, selon la fonction de répartition (normal ou logistique), les auteurs procèdent par des modèles de type Probit ou Logit.

L'ÉVOLUTION DE LA POLITIQUE TARIFAIRE EN ALGERIE

Les assises nationales de l'eau, de 1995, constituent un point de départ de la *nouvelle politique de l'eau* en Algérie. Cette nouvelle politique s'appuie sur les principes de l'unicité, de concertation, d'économie, d'écologie et d'universalité de la ressource. Cette dernière était à l'origine d'une batterie de réformes qui portent à la fois sur la restructuration du secteur et la révision des régimes tarifaires. Dans la première catégorie, on peut citer à titre d'exemple, la création du Ministère des Ressources en Eaux, la création des agences de bassins, l'adoption de la gestion intégrée...etc. Dans la deuxième catégorie (régimes tarifaires), la première réforme est intervenue en 1997. Cette réforme est venue modifier la structure tarifaire, qui était longtemps facturée à l'année avec des tranches annuelles, pour redevenir trimestrielle et les tarifs des tranches 2, 3 et 4 sont revus à la hausse (CNES, 2000). La deuxième intervient en 1998. Cette réforme intègre la notion des zones tarifaires. Autrement dit, une tarification différente pour chaque zone. La troisième intervient en 2003. Pour cette année, ce n'est pas la structure tarifaire qui est visée, mais plutôt la partie fixe de la facture. Par exemple pour la wilaya de Bejaia, cette partie passe de 25 dinars algériens (DA) à 240 DA. Enfin, en 2005 une quatrième réforme vient modifier de nouveau la tarification et les prix par tranche sont revus à la hausse. En résumé : le tarif de la quatrième tranche (par exemple) qui était à 5 DA en 1995 passe à 27,95 DA en 1998 pour atteindre les 40,95 DA en 2005.

⁹ Ce prix est déterminé par cette formule : $P^* = MP(AP/MP)^k$. Tel que : MP est le prix marginal, AP est le prix moyen et K le paramètre qu'on cherche à estimer

¹⁰ Dans ce papier les auteurs utilisent des données de panel sur une période de 60 mois (de juillet 1998 à juin 2003)

PRESENTATION DES DONNÉES

Les statistiques exploitées dans notre travail ont été recueillies auprès de l'Algérienne Des Eaux (ADE-Bejaia). Elles constituent trois bases de données :

- La première regroupe la raison sociale de l'abonné, son adresse, son code client et son type ;
- La deuxième renferme le code abonné, son type, date de facturation, montant facturé, ancien solde, nouveau solde, quantité trimestrielle consommée, quantités consommées de la première à la quatrième tranche, les prix appliqués par tranche, part fixe, redevance de gestion, redevance d'économie, redevance de qualité, les pénalités, la part de l'assainissement pour la période... ;
- La troisième rassemble des données sur l'offre mensuelle de l'entreprise, le nombre d'heures d'eau desservie par jour et par quartier, le nombre de fuites enregistrées sur le réseau et le nombre d'interventions sur le réseau.

Pour compléter cette base de données, nous avons été amenés à enquêter, en août 2008, sur un échantillon de 170 ménages sélectionné aléatoirement. Cette enquête s'est appuyée essentiellement sur trois volets principaux. Dans le premier volet, nous nous sommes intéressés aux caractéristiques du ménage (niveau d'éducation du chef de famille, son âge, sa fonction, nombre d'enfants avec sexe et date de naissance, taille du ménage, niveau d'éducation des enfants, évolution de son revenu pour la période d'étude...). Dans le deuxième, nous avons interrogé les abonnés sur les caractéristiques de leurs logements (type du logement, statut dans le logement, évolution de la surface du logement pour la période, nombre de pièces, type d'équipement, nombre de salles de bains, nombre de cuisines, nombre de toilettes, existence d'une résidence secondaire...). Enfin, dans le troisième volet de notre enquête nous nous sommes intéressés à la ressource en eau. Nous avons interrogé le ménage sur le nombre d'heures par jour de disponibilité d'eau au robinet, avec une distinction été/hiver, du type d'eau utilisée pour les besoins domestiques (linge, vaisselle...), du type d'eau utilisée pour la consommation (réseau public, puits, sources, citernes publiques ou autres), sa perception de la qualité de l'eau du réseau, la qualité du service de l'eau, sa perception du prix de l'eau et la possibilité de payer plus pour améliorer la qualité du service.

Pour compléter cette base de données, nous avons fait également appel aux données statistiques publiées par la direction de la planification et de l'aménagement du territoire de la wilaya de Bejaia (DPAT). Ces annuaires renferment une base riche en données socioéconomiques et climatiques qui sont publiées chaque année par cette même direction.

STATISTIQUES DESCRIPTIVES :

Les données recueillies auprès des divers organismes, et les informations fournies par l'enquête sont ensuite organisées, ventilées et synthétisées en se basant sur les noms des abonnés. Autrement dit, à chaque abonné on fait correspondre ses propres factures de mars 1997 à mars 2008 (soit 45 trimestres) et ses données d'enquête. Ainsi, notre étude s'est portée sur un total 7606 observations. La principale information statistique utilisée pour analyser les déterminants de la demande de l'eau est reprise dans le tableau ci-dessous :

Tableau 01 : Statistiques descriptives

Variable	CODE	Obs	Mean	Std.Dev	Min	MAX
Quantité	QTE	7606	32.04	27.90	0	357
Quantité 1 ^{ère} tranche	Q1	7606	18.39	8.73	0	25
Quantité 2 ^{ème} tranche	Q2	7606	9.47	11.86	0	30
Quantité 3 ^{ème} tranche	Q3	7606	2.66	7.15	0	27
Quantité 4 ^{ème} tranche	Q4	7606	1.44	9.53	0	275
Facture	FAC	7606	633.84	793.61	26.75	11507.26
Prix 1 ^{ère} tranche	P1	7606	4.71	1.17	2.2	6.3
Prix 2 ^{ème} tranche	P2	7606	14.94	4.73	2.5	20.48
Prix 3 ^{ème} tranche	P3	7606	25.27	8.01	4.25	34.65
Prix 4 ^{ème} tranche	P4	7606	29.87	9.46	5	41.95
Prix moyen	PM	7606	29.95	40.30	3.82	333.75
Prix marginal	PMAR	7606	22.48	8.43	0.60	40.57
Forfait	FR	7606	0.89	0.31	0	1
Etudes (père)	ETU	7606	6.92	3.49	1	18
Taille du ménage	TM	7606	6.63	2.29	1	16
Nombre de filles	NF	7606	2.13	1.50	0	7
Nombre de garçon	NG	7606	2.47	1.51	0	8
Enfants – de 18ans	EN-18	7606	3.06	2.05	0	11
Enfants + de 18ans	EN+18	7606	3.57	2.17	1	16
Voitures	VT	7606	0.85	0.85	0	4
Surface	SUR	7606	148.34	69.84	25	540
Nombre de pièces	NP	7606	5.27	2.45	1	22
Cuisines	NC	7606	1.18	0.50	0	4
Salles de bains	NSB	7606	1.22	0.65	0	4
Toilettes	NT	7606	1.48	0.70	1	4
Résidence secondaire	RESS	7606	0.31	0.46	0	1
Nombre d'heures	NH	7606	5.02	4.00	1	24
Autres ressources	AR	7606	0.61	0.48	0	1
Qualité de l'eau	QDE	7606	0.19	0.39	0	1
Qualité du service	QDS	7606	0.09	0.29	0	1
Revenu	R	7606	28667.34	17519.36	5000	100000
Etudes (Enfants)	ETUE	7606	7.81	3.36	0	16.66
Payer plus	PP	7606	0.99	0.70	0	1
Pluviométrie	PLV	7606	156.17	122.93	0	429

ANALYSE DESCRIPTIVE DE LA CONSOMMATION

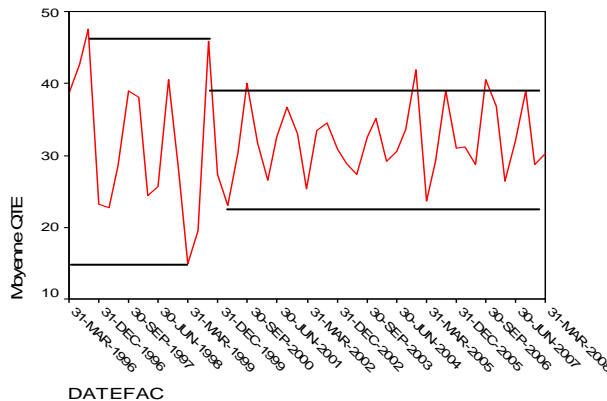
Une analyse des statistiques descriptives ressort une consommation moyenne de l'ordre de 32 m³ par trimestre. La consommation moyenne par tranche est de :

- 19 m³ pour la première tranche ;
- 9,1 m³ pour la deuxième tranche ;
- 2,5 m³ pour la troisième tranche ;
- 1,4 m³ pour la quatrième tranche.

Ainsi, nous constatons que la consommation des abonnés est plus importante dans les tranches inférieures. Cette situation peut être le résultat de la tarification progressive qui motive les abonnés à consommer dans les tranches 1 et 2.

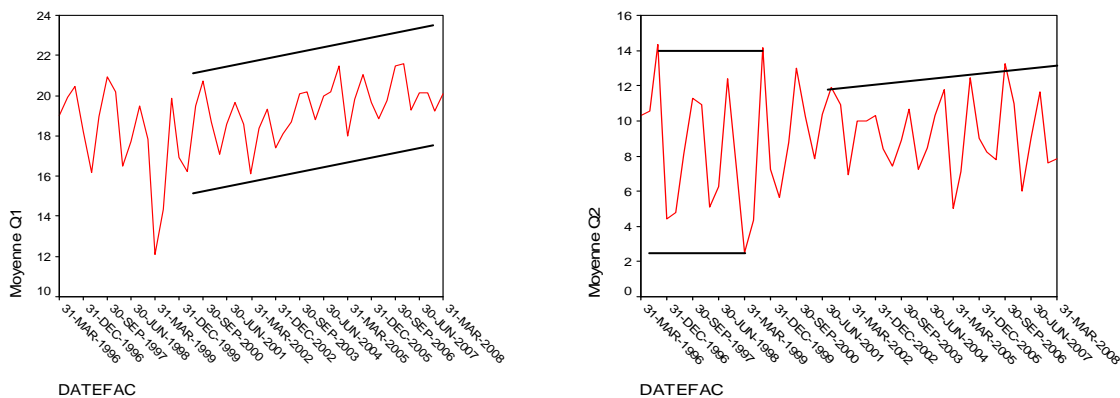
Pour bien apprécier l'évolution de la consommation moyenne pour la période, nous avons représenté graphiquement cette dernière (par trimestre) de mars 1996 à mars 2008.

Figure 01 : l'évolution de la consommation moyenne trimestrielle de l'eau de 1996 à 2008



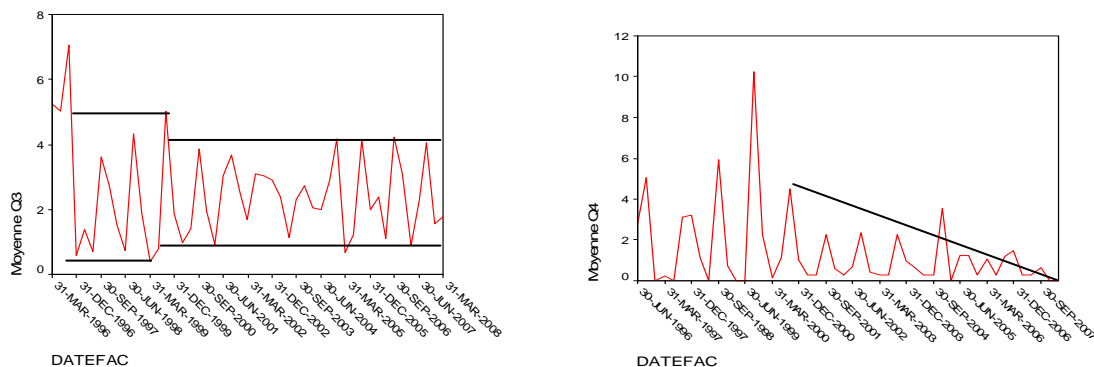
Une première lecture de ce graphique montre une forte volatilité de la demande trimestrielle et un recul de la consommation depuis 1999. Cependant, ce graphique ne permet pas de déceler de façon prise cette évolution. Pour bien apprécier l'évolution de ce paramètre, nous avons représenté la consommation moyenne par tranche de mars 1996 à mars 2008.

Figure 2 : l'évolution de la consommation moyenne pour les tranches inférieures (1 et 2)



Après avoir éclaté, la consommation totale en tranches, nous constatons que la tendance de la consommation pour les deux premiers blocs est à la hausse. Toutefois, cette croissance est beaucoup plus prononcée dans le premier bloc. Avant 1999, cette dernière était en moyenne sous la barre des 20 m³ par trimestre. Depuis cette date, et depuis la nouvelle tarification de 1998, la consommation de cette tranche connaît une croissance positive (elle dépasse les 20 m³ par trimestre depuis 1998).

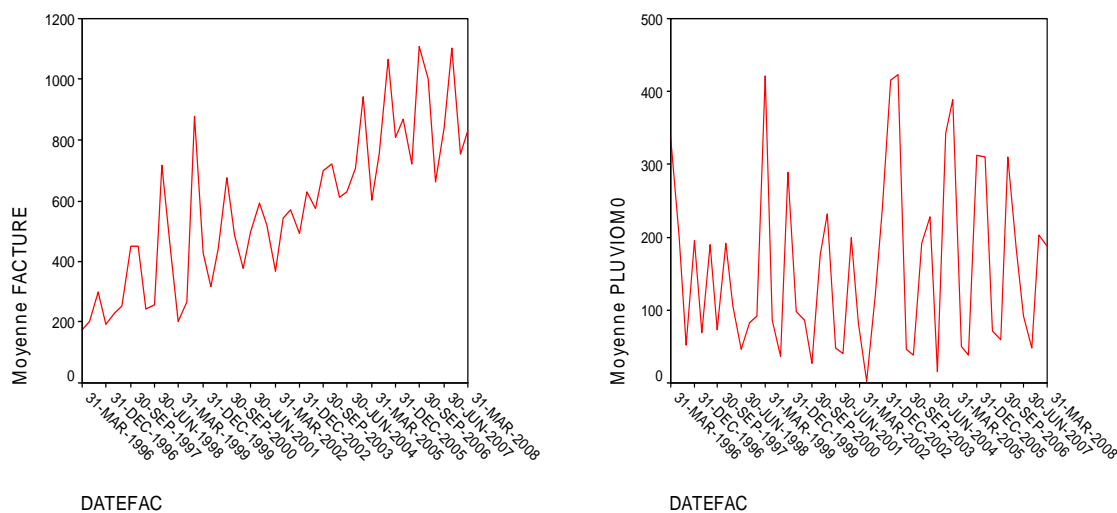
Figure 03 : l'évolution de la consommation moyenne pour les tranches supérieures (3 et 4)



Si nous examinons la consommation des blocs supérieurs (graphiques : moyenneQ3 et MoyenneQ4), nous constatons que la demande enregistre, en général, une tendance à la baisse, surtout pour le graphique de la quatrième tranche. En effet, en observant la consommation de la quatrième tranche (moyenneQ4), il ressort qu'à partir du début de l'année 2000, cette consommation tend vers zéro. Cette situation est, peut-être, le résultat de la tarification de cette tranche qui est passée de 5 DA/m³ à 40.95 DA/m³ à partir de 2005.

Pour ce qui est de la facture moyenne, cette dernière est en nette croissance. Elle était aux alentours 200 DA au début de l'année 1996, et de nos jours, elle se situe aux environs de 800 DA par trimestre. Cette tendance s'explique par la croissance des tarifs appliqués depuis 1996. En effet, le prix du mètre cube de la première tranche est passé de 2,2 DA à 6,3 DA (entre 1996 et 2008) et les prix de la 2^{ème}, 3^{ème} et 4^{ème} tranche ont été octuplés durant la même période.

Figure 04 : l'évolution de la facture moyenne et de la pluviométrie



Pour la pluviométrie, cette dernière est très volatile au niveau du territoire de la wilaya de Bejaia. Elle est abondante de septembre à mars et rare de mars à septembre. Nous pouvons facilement constater la relation inverse qui existe entre cette variable et la consommation en faisant un simple rapprochement entre les deux graphiques. Cette situation est le cas pratiquement pour l'ensemble des études que nous avons recensé.

La lecture du tableau [01], montre également un bas niveau d'instruction du chef de famille, qui est en moyenne de 6.87 années d'études, avec un minimum d'un an et maximum de 18 ans. Par contre, le niveau d'instruction des enfants est en nette croissance, avec une moyenne de 7,7 années d'études. Il y aurait vraisemblablement à l'origine de cette croissance du niveau d'instruction des enfants un certain nombre de facteurs ; l'âge des parents enquêtés, compris entre 40 et 60 ans, ainsi que le mariage tardif, où les moyennes d'âges sont de 28 et 33 ans pour les femmes et les hommes respectivement. De ce fait, leurs enfants sont toujours scolarisés pour la majorité des abonnés enquêtés.

La taille moyenne des ménages enquêtés est de 6,69 personnes par foyer, dont 2,48 de garçons et 2,2 de filles. Les enfants de moins de 18 ans représentent une moyenne de 3,22 personnes par foyer.

ÉVOLUTION DU PRIX MOYEN

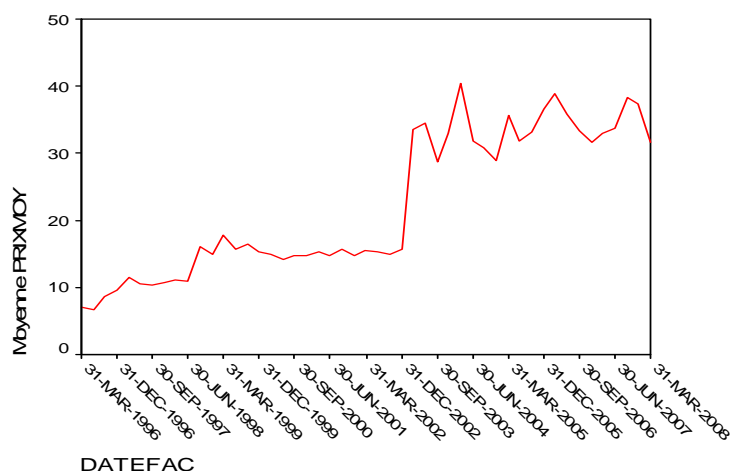
Le prix moyen est calculé sur la base d'un rapport entre la facture payée par l'abonné et la quantité consommée pour chaque période comme suit :

$$\text{prix moyen}(it) = \frac{\text{facture de l'abonné}(it)}{\text{la quantité consommée}(it)}$$

La tendance croissante de cette variable (prix moyen) est clairement identifiée sur le graphique ci-dessous. Cette croissance a trois explications possibles :

- L'évolution des prix appliqués par tranche : comme nous l'avons déjà signalé plus haut, les prix des différentes tranches ont connu une forte croissance depuis les réformes tarifaires de 1997. A titre d'exemple : le prix de la première tranche s'est vu triplé sur la période, alors que les prix des tranches 2, 3 et 4 sont passés respectivement de 2.5 DA, 4.25 DA et 5DA à 20.48 DA, 34.65 DA et 41.95DA ;
- Le volume consommé : En effet, pondéré par les quantités, ce prix n'est que la moyenne de la facture, payée par l'abonné, rapportée au volume total consommé. Par conséquent, l'évolution du prix moyen suit l'évolution de la quantité ;
- La croissance de la partie fixe¹¹ de la facture : durant la période considérée, même la partie fixe de la facture a connu une forte évolution. Elle est passée de 25 DA par trimestre à 240 DA par trimestre depuis 2003.

Concernant les pics décroissants de la courbe, ces derniers sont dus aux volumes consommés, car le prix moyen va de pair avec la quantité.



MODELES ET METHODES D'ESTIMATIONS.

Pour estimer la fonction de demande en eau potable pour la wilaya de Bejaia, nous avons fait appel à des données spécifiques aux consommateurs (niveau d'étude, salaire, taille du ménage...), à des données relatives aux caractéristiques de l'habitation (équipements sanitaires, surface de la maison, nombre de pièces...), à des données relatives à eau (qualité de l'eau, présence d'autres ressources d'approvisionnement, qualité du service...), à des données techniques (prix, nombre d'heures d'eau par jour...) et à des variables climatiques (pluviométrie).

¹¹ La partie fixe de la facture a pour objectif le recouvrement des frais de gestion et de fonctionnement des entreprises ou des régies chargés de la gestion de la ressource en eau.

La spécification retenue est une forme linéaire semi-logarithmique (comme c'est le cas généralement dans ce type d'études). Toutefois, comme nous travaillons avec des données de panel, notre modèle général se présentera ainsi :

$$\ln QTE_{it} = \alpha + \ln \beta_1 PM_{it} + \beta_2 FR_{it} + \ln \beta_3 NP_{it} + \beta_4 RESS_{it} + \ln \beta_5 R_{it} + \ln \beta_6 PLV_{it} + \ln \beta_7 NH_{it} + \ln \beta_8 NB(+18)_{it} + \beta_9 QDE_{it} + \beta_{10} QDS_{it} + \beta_{11} PP_{it} + \ln \beta_{12} ETU_{it} + \beta_{13} AR_{it} + \beta_{14} DS_{it} + \beta_{15} LNTM_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Ce modèle peut s'écrire :

$$\ln Y_{it} = \sum \beta_s \ln X_{it} + \sum \beta_c Z_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Avec $\ln Y_{it}$, le logarithme de la consommation trimestrielle pour l'individu « i » à l'instant « t ». $\ln X_{it}$, le logarithme des variables explicatives qui varient dans les deux dimensions individuelles et temporelles. Z_i est la matrice des variables explicatives qui varient dans la dimension individuelle uniquement. β_s et β_c sont les vecteurs des coefficients qu'on cherche à estimer. ε_{it} est le terme d'erreur habituel exprimé dans les deux dimensions individuelle et temporelle. Généralement, ce terme peut être subdivisé en trois termes spécifiques aux temps aux individus et un terme d'erreur exprimé dans les deux dimensions ($\varepsilon_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \mu_{it}$).

Pour atteindre les objectifs visés dans ce papier, nous allons estimer quatre variantes de modèles, en se basant sur la spécification générale présentée ci-dessus :

Modèle 1 : Dans un premier temps, pour étudier les déterminants de la demande de l'eau potable dans notre zone d'étude, nous estimerons notre modèle général avec le prix moyen en faisant appel à des estimations par les MCO, par modèle à effets fixes (après un test de Hausman), par l'estimateur de Hausman-Taylor et enfin nous allons l'estimer en variables instrumentales pour palier l'effet de simultanéité véhiculé par la variable prix moyen.

Modèle 2 : Pour analyser l'existence de différences dans la sensibilité des abonnés face aux variations des prix (entre les consommateurs à bas salaire et les consommateurs à haut salaire), nous allons estimer un autre modèle qui intègre une variable d'interaction qui met en relation le prix moyen et la catégorie de l'abonné (inférieur ou supérieur au salaire médian). Ce modèle se présente comme suit :

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln pm_{it} + \beta_2 bassalaire_{it} + \beta_3 (\ln pm_{it} * bassalaire_{it}) + \sum \beta_r \ln X_{it} + \sum \beta_c Z_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Avec $\ln pm_{it}$: le logarithme du prix moyen de l'individu « i » payé à l'instant « T ». $bassalaire$: est une variable Dummy qui prend la valeur 1 si le revenu est inférieur au salaire médian et 0 sinon. $\ln pm_{it} * bassalaire_{it}$: est une variable d'interaction entre le prix moyen et la variable Dummy.

Si la variable Dummy prend la valeur 0, alors le modèle s'écrira :

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln pm_{it} + \sum \beta_r \ln X_{it} + \sum \beta_c Z_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Si la variable Dummy prend la valeur 1, alors le modèle s'écrit :

$$\ln Y_{it} = (\beta_0 + \beta_2) + (\beta_1 + \beta_3) \ln pm_{it} + \sum \beta_r \ln X_{it} + \sum \beta_c Z_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Ainsi, nous remarquons que quand la variable Dummy prend la valeur 0, notre modèle prend la même forme que notre modèle général. À l'inverse, quand la valeur de la variable Dummy est égale à 1, la constante de notre modèle redevient $(\beta_0 + \beta_2)$ et le coefficient du prix moyen prend la valeur $(\beta_1 + \beta_3)$, qui est le paramètre de l'élasticité prix pour le groupe à bas salaire.

Modèle 3 : Dans cette variante, le modèle est estimé en variables instrumentales, tout en introduisant des effets saisonniers. Cette estimation a pour objectif de voir s'il y a un impact saisonnier sur la consommation des ménages. Pour ce faire, nous allons intégrer des variables Dummy, représentant les trimestres de facturation, tout en omettant les deux variables « nombre d'heures par jour » et « la pluviométrie ». Ainsi, notre modèle prendra la forme suivante :

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 janavier_{it} + \beta_2 mars_{it} + \beta_3 decembre_{it} + \sum \beta_r \ln X_{it} + \sum \beta_c Z_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Avec ;

- Décembre : la consommation des mois d'octobre, novembre et décembre. Cette variable est une Dummy qui prend la valeur 1 si la date de facturation est le 31 décembre et 0 sinon ;
- Mars : représente la consommation des mois de janvier, février et mars. Cette variable est une Dummy qui prend la valeur 1 si la date de facturation est le 31 mars et 0 sinon ;
- juin : est la consommation des mois d'avril, mai et juin. Cette variable est une Dummy qui prend la valeur 1 si la date de facturation est le 30 juin et 0 sinon ;
- Septembre : c'est la consommation des mois de juillet, août et septembre (saison été). Cette variable est une Dummy qui prend la valeur 1, si la date de facturation est le 30 septembre et 0 sinon.

Dans nos estimations, nous intégrerons les trois modalités des trimestres de décembre, de mars et de juin et nous omettrons la modalité septembre, qui est donc notre trimestre de référence (consommations du trimestre « été »).

Modèle 4 : dans cette variante, pour vérifier l'hypothèse selon laquelle les prix sont perçus avec un retard (décalage) par les consommateurs, nous allons estimer notre modèle non pas avec le prix moyen de la période T mais avec le prix moyen de la période T-1. En effet, il semble légitime de stipuler que les prix courants ne sont pas pris en compte dans la demande des consommateurs, car non connus, alors que le prix de la période précédente sont parfaitement connus et donc pris en compte. Puis, les résultats de cette estimation seront comparés aux résultats du modèle 1.

$$\ln Y_{it} = \alpha \ln PM_{it-1} + \sum \beta_s X_{it} + \sum \beta_c Z_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

RESULTATS ET ANALYSES

Le tableau ci-après résume les principaux résultats de l'estimation du modèle avec un prix moyen :

Tableau 02 : Estimation du modèle général avec le prix moyen

Variables	MCO [1.1]	Effets fixes [1.2]	Hausman/ Taylor[1.3]	VI [1.4]
Prix moyen	-0.58 (-31.54)***	-0.66 (-44.65)***	-0.64 (-43.95)***	-0.25 (-4.85)***
Forfait	1.67 (34.98)***	1.59 (48.31)***	1.61 (49.29)***	1.92 (35.95)***
Nbre de pièces	0.11 (4.36)***	0.19 (3.89)***	0.19 (4.17)***	0.04 (0.94)
Résidence secondaire	-0.18 (-7.80)***	-0.12 (-0.79)	-0.26 (-2.66)***	-0.21 (-2.21)**
Revenu	0.24 (10.94)***	0.88 (14.06)***	0.76 (13.73)***	0.31 (3.85)***
Pluviométrie	-0.03 (-3.07)***	0.01 (1.38)	0.009 (1.18)	-0.01 (-1.87)**
Nbre d'heures/jour	0.04 (3.07)***	-0.12 (-7.69)***	-0.11 (-7.65)***	-0.09 (-6.12)***
Enfants +18	0.018 (2.96)***	0.14 (11.37)***	0.13 (10.97)***	0.06 (4.38)***
Choc prix	-0.03 (-0.82)	-0.10 (-3.17)***	-0.10 (-3.22)***	-0.14 (-4.13)***
Qualité de l'eau	0.22 (6.34)***	.	0.22 (1.16)	0.28 (1.66)*
Qualité du service	0.02 (0.61)	.	0.42 (1.90)*	0.16 (0.80)
Payer plus	0.39 (3.32)***	.	0.92 (1.18)	0.78 (1.10)
Etudes	-0.06 (-3.60)***	.	0.17 (1.71)*	0.04 (0.43)
Autres ressources	-0.43 (-3.08)***	.	-0.75 (-0.87)	-0.41 (-0.53)
Besoins de conso.	0.21 (2.89)***	.	0.40 (0.92)	0.22 (0.56)
Taille du ménage	0.23 (7.24)***	0.47 (4.52)***	0.34 (3.85)***	0.33 (3.79)***
Constante	-0.24 (-0.80)	.	-7.25 (-6.13)***	-2.90 (-2.37)**
Adj R-squared	0.44	W=0.48	PROB>chi2	W = 0.43
Prob > F	0.000		0.000	B = 0.31

NB: les valeurs entre parenthèses sont les T de Student

()* : significatif au seuil de 10%, ()** : significatif au seuil de 5%, ()*** : significatif au seuil de 1%

Dans le tableau (02), on peut lire que l'élasticité-prix de la demande est inférieure à 1 dans les quatre modèles. Ce résultat correspond parfaitement aux enseignements des schémas théoriques, et rejoint aussi les résultats établis dans la littérature empirique (Gibbs (1978), Williams & Suh

(1986), Billings & Day (1989), Point (1993), Höglund (1999), Nauges & Thomas (2000), ...) ¹². La demande de l'eau est inélastique aux variations des prix, en effet dans le modèle à variables instrumentales, l'élasticité-prix de la demande estimée est de -0.25. C'est-à-dire, une augmentation de 1% du prix de l'eau n'induit qu'une réduction de 0.25% de la demande.

La facturation au forfait a, aussi, une réelle incidence sur la consommation. Cette variable est significative et elle porte un signe positif, ce qui vient dire que le montant facturé au forfait est toujours inférieur à la consommation réelle de l'abonné. Une telle facturation incite les ménages à consommer davantage d'eau. La surface de la maison (nombre de pièces) a aussi un impact positif sur la consommation des ménages. Cet indicateur porte un signe positif pour les quatre estimateurs. Nous remarquons également que la variable résidence secondaire a une incidence négative sur la consommation. Ce résultat est cohérent avec nos attentes. En effet, le fait d'avoir une résidence secondaire laisse penser que les membres du ménage sont répartis entre les deux habitations, où ils passent quelques jours de l'année dans leur deuxième résidence.

La variable « revenu » porte un signe positif et significatif au seuil de 1%. Ce résultat rejoint parfaitement la littérature. En effet, plus un consommateur est riche, plus ses besoins de consommation sont conséquents (beaucoup de salles de bains, de toilettes...). La pluviométrie porte un signe négatif et significatif. Autrement dit, les abonnés consomment davantage d'eau dans les périodes de sécheresse et moins dans les périodes pluvieuses.

Le nombre d'heures desservies d'eau par jour est significatif et négatif pour l'ensemble des estimateurs. Autrement dit, cette politique qui a normalement pour objectif de réduire la demande a plutôt l'effet inverse. Cette situation peut être expliquée par les anticipations de stockage des consommateurs locaux. En effet, il est rare de trouver aujourd'hui des ménages (dans les zones soumises à cette politique) qui n'ont pas de moyens de stockage (citernes, fûts...) afin de faire face aux pénuries et aux irrégularités d'alimentations. En résumé, une telle politique ne peut être mise en œuvre sans une étude préalable des besoins réels des ménages, car le dépassement d'un certain seuil horaire a un effet inverse sur la consommation.

Pour la variable enfants +18 ans, cette dernière influence positivement la consommation. Nous remarquons également que la qualité de l'eau a une réelle incidence sur la consommation des ménages. En effet, ce paramètre est de signe positif et significatif. Autrement dit, plus l'abonné juge que la qualité de l'eau est bonne plus il en consomme. Ce résultat n'est pas le cas du paramètre qualité du service, car ce paramètre n'est pas significatif. Ce résultat était attendu, car la majorité des abonnés enquêtés ont exprimé leur mécontentement du service en répondant non à la question.

La variable « choc-prix » (cette variable est une binaire qui prend la valeur 1 à chaque révision tarifaire) est de signe négatif dans les trois modèles effets fixes, Hausman/Taylor et variables instrumentales. Ce qui vient dire que les consommateurs réduisent leurs consommations immédiatement après chaque changement de prix. Enfin, nous remarquons également que la taille du ménage a une incidence réelle sur la consommation de l'eau. Cette variable porte un signe positif dans les quatre modèles estimés.

¹² Ces auteurs trouvent respectivement des élasticités-prix de -0.62, -0.48, -0.70, -0.16, -0.20 et -0.22

Tableau 03 : Estimation en variables instrumentales de l'élasticité prix du groupe à bas salaire

Variables	Groupe à bas salaire [2.1]	Estimation avec effets saisonniers[3.1]
Prix moyen	-0.11 (-2.80)***	-0.27 (-4.73)***
Interaction prix*revenu	-0.23 (-3.71)***	.
Forfait	1.99 (43.35)***	1.89 (33.17)***
Nbre de pièces	0.04 (0.92)	0.6 (1.14)
Résidence secd-re	-0.19 (-2.06)**	-0.21 (-1.80)*
Revenu	.	0.31 (3.32)***
Enfants adultes	0.07 (4.67)***	0.08 (5.08)***
Choc prix	-0.15 (-4.37)***	-0.02 (-0.68)
Qualité de l'eau	0.31 (1.89)**	0.27 (1.03)
Qualité du service	0.05 (0.28)	0.12 (0.42)
Payer plus	0.7 (1.03)	0.64 (0.60)
Etudes	0.006 (0.07)	0.06 (0.43)
Autres ressources	-0.27 (-0.36)	-0.45 (-0.38)
Besoins de conso	0.13 (0.34)	0.23 (0.38)
Taille du ménage	0.33 (3.78)***	0.38 (3.98)***
Pluviométrie	-0.02 (-2.51)***	.
Nbre d'heures/jour	-0.09 (-5.78)***	.
Décembre	.	-0.12 (-5.33)***
Mars	.	-0.41 (-17.74)***
Juin	.	-0.25 (-9.52)****
Bassalaire(β_2)	0.59 (2.63)***	.
Constante(β_0)	0.4 (0.05)	-2.92 (-1.74)*
W	0.41	46
B	0.31	32

NB: les valeurs entre parenthèses sont les T de Student

()* : significatif au seuil de 10% ;

()** : significatif au seuil de 5% ;

()*** : significatif au seuil de 1%.

L'estimation de la relation [2.1] est effectuée pour vérifier une éventuelle différence, entre ménages à bas salaire et ménages à haut salaire, dans la perception du prix. Les résultats obtenus soutiennent l'existence d'une telle différence. En effet, le groupe de ménages à bas salaire est relativement plus sensible au prix, avec une élasticité-prix de la demande de -0.34, alors qu'elle n'est que de l'ordre de -0.23 pour les ménages à haut salaire. Cela vient renforcer l'idée d'équité ancrée dans la conception de la facturation par tranche. Cette facturation a pour objectif de protéger les petits consommateurs, de ce fait, cette technique semble tenir ses promesses, mais son efficacité reste limitée, car les élasticité-prix des deux groupes de salaire sont toutes les deux inférieures à 1. C'est-à-dire, que la variation des prix n'a pas une grande incidence sur la consommation des deux groupes. Pour ce qui est du forfait, ce dernier semble influencer fortement les deux groupes de salaire. Cette situation peut être expliquée par l'uniformité du montant du forfait appliqué. En effet, le forfait est calculé indépendamment de la moyenne consommée par l'abonné et c'est le même forfait qui est appliqué à chaque dysfonctionnement dans la gestion.

Concernant la résidence secondaire, cette variable est de signe négatif et significatif. C'est-à-dire, qu'un ménage qui à une résidence secondaire consomme moins (dans sa résidence principale) qu'un ménage qui n'en dispose pas. La pluviométrie a également une incidence négative et significative. Cette situation peut avoir pour explication l'importance de ce facteur climatique dans la demande des abonnés, surtout dans les pays arides et semi-arides (par exemple : en hiver, les consommateurs lavent moins leurs voitures et arrosent moins leurs jardins...). Pour les variables : revenu, le nombre d'enfants plus de 18 ans et la taille du ménage, ces variables ont une incidence positive sur la consommation des abonnés.

Pour la variable nombre d'heures d'eau desservie par jour, cette variable a un impact négatif et significatif sur la consommation des abonnés. Autrement dit, cette politique encourage la consommation et le stockage. Ce résultat vient alors confirmer les résultats de nos premières estimations ([1.2][1.3][1.4]). Enfin, la variable « choc-prix » a, également, un effet négatif et significatif sur la demande des abonnés. C'est-à-dire, la consommation des abonnés baisse à chaque changement de prix.

Enfin, l'estimation de notre modèle, avec les effets saisonniers, fait apparaître une différence notable dans la consommation trimestrielle. Dans cette estimation, nous avons pris la modalité de la consommation d'été (septembre) comme référence. De ce fait, les consommations des autres trimestres portent des signes négatifs. Ainsi, si l'on veut classer la consommation trimestrielle par rapport à la consommation d'été (par ordre croissant), nous pourrions dire que la consommation est minimale de janvier à mars (-0.41), puis de mars à juin (-0.25) et enfin de septembre à décembre (-0.12). En résumé, la demande est plus forte dans les périodes de sécheresses et plus faible dans les périodes humides.

Pour l'élasticité-prix estimée dans ce modèle, cette dernière reste stable. Elle est de l'ordre de -0.27, soit la même valeur trouvée dans l'estimation [1.4] en variables instrumentales. Ce qui confirme l'inélasticité de la demande de l'eau face aux variations des prix. En résumé, la qualité de l'eau, comme un bien de première nécessité, l'emporte sur la politique tarifaire.

Tableau 04 : Estimation des modèles par le prix moyen de la dernière facture.

Variables	MCO [4.1]	Effets fixes [4.2]	Hausman/ Taylor [4.3]	VI [4.4]
Prix moyen décalé	-0.29 (-15.35)***	-0.26 (-18.24)***	-0.25 (-17.93)***	-0.27 (-4.62)***
Forfait	1.99 (40.75)***	2.01 (58.70)***	2.02 (59.08)***	2.01 (47.86)***
Nbre de pièces	0.06 (2.43)***	0.03 (0.70)	0.04 (0.98)	0.05 (0.96)
Résidence secondaire	-0.16 (-6.51)***	-0.22 (-1.25)	-0.20 (-2.34)**	-0.21 (-2.25)**
Revenu	0.21 (8.96)***	0.33 (4.88)***	0.30 (5.47)***	0.33 (3.85)***
Pluviométrie	-0.06 (-5.55)***	-0.02 (-2.36)***	-0.02 (-2.59)***	-0.02 (-2.36)***
Nbre d'heures/jour	0.05 (3.40)***	-0.10 (-6.41)***	-0.09 (-5.90)***	-0.10 (-5.92)***
Enfants adultes	0.003 (0.47)	0.08 (5.83)***	0.06 (5.06)***	0.06 (4.23)***
Choc prix	-0.04 (-1.12)	-0.14 (-3.86)***	-0.14 (-3.78)***	-0.13 (-3.68)***
Qualité de l'eau	0.24 (6.48)***	.	0.28 (1.82)*	0.27 (1.67)*
Qualité du service	-0.004 (-0.11)	.	0.15 (0.83)	0.16 (0.85)
Payer plus	0.48 (3.38)***	.	0.79 (1.25)	0.81 (1.18)
Etudes	-0.07 (-3.83)***	.	0.03 (0.43)	0.04 (0.49)
Autres ressources	-0.32 (-2.17)**	.	-0.35 (-0.50)	-0.36 (-0.49)
Besoins de conso	0.15 (2.05)**	.	0.19 (0.53)	0.19 (0.52)
Taille du ménage	0.29 (8.55)***	0.42 (3.69)***	0.31 (3.55)***	0.31 (3.52)***
Constante	-1.02 (-3.01)***	-2.22 (-3.28)	-2.88 (-2.79)***	-3.11 (-2.52)***
Adj R-squared	0.37	W=0.37		W=0.37
Prob > F	0.000		0.000	B=0.32

NB: les valeurs entre parenthèses sont les T de Student

()* : Significatif au seuil de 10%

()** : Significatif au seuil de 5%

()*** : Significatif au seuil de 1%

Dans les résultats ci-dessus (Tableau 04), nous avons estimé la fonction de demande, non pas avec le prix moyen de la période T, comme c'était le cas dans le tableau 02, mais avec le prix moyen de la période précédente, à la suite de l'hypothèse avancée auparavant (introduction et modèle4), selon laquelle : les consommateurs ne connaissent pas le prix qu'ils devront payer à l'instant T, car ils ne connaissent ni la structure tarifaire ni la façon avec laquelle leurs factures sont calculées. Dans ce sens, la seule référence de ces consommateurs est le prix moyen de leurs dernières factures. En effet, un consommateur qui reçoit une facture élevée à l'instant T-1 aura comme un effet de choc sur sa consommation. Par conséquent, il aura de fortes chances de réduire sa consommation pour l'instant T. Par contre, un consommateur qui reçoit une facture moins lourde lui a de fortes chances de consommer beaucoup plus d'eau pour la période T. Autrement dit, le prix moyen payé à l'instant T-1 sert de référence pour le consommateur. C'est pour cette raison que nous avons décidé de tester cette hypothèse pour voir quel est l'impact de cette variable sur la consommation des abonnés.

Le tableau (04) récapitule les résultats suivants : La variable prix moyen de la dernière facture (T-1) semble avoir une réelle incidence sur la demande. En effet, cette variable est très significative dans les quatre modèles. Elle est en moyenne comprise entre -0.25 et -0.29. Autrement dit, une augmentation du prix de l'eau de 1% induira une réduction de la demande de 0,25 à 0,29 %. Ce résultat correspond parfaitement aux résultats établis dans la première estimation en variables instrumentales avec le prix moyen de la période.

Concernant, la facturation au forfait, cette variable reste toujours significative et positive, d'où l'intérêt d'éviter ce type de facturation, car elle encourage la consommation excessive et le gaspillage. L'autre résultat qui se dégage de cette estimation est le signe négatif et significatif porté par la variable nombre d'heures d'eau desservie par jour. Portant un signe négatif, cela veut dire que la politique de restriction, mise en œuvre actuellement en Algérie, joue dans le sens inverse des objectifs. En effet, comme nous l'avons signalé un peu plus haut, la mise en œuvre d'une telle politique peut avoir un effet pervers sur la consommation des ménages, si sa mise en place n'a pas tenu compte des besoins réels des ménages et de leurs anticipations. Pour cette raison, la mise en place d'une telle politique exige le calcul de la demande critique (réelle) des ménages. Une fois calculée, l'offre doit correspondre plus ou moins à cette demande et les créneaux horaires doivent impérativement être réguliers pour installer un climat de confiance entre les entreprises de gestion et les abonnés.

CONCLUSION :

Les résultats de l'estimation de la fonction de demande en eau potable, sur un échantillon de ménages au niveau du territoire de la wilaya de Bejaia, semblent rejoindre parfaitement ceux établis dans la littérature. En effet, l'estimation de notre modèle avec le prix moyen donne une élasticité-prix comprise entre -0,25 et -0,66 ; une augmentation de 1 % du prix de l'eau induira une réduction de 0,25 % (en variables instrumentales) de la demande.

Le deuxième résultat qui se dégage de l'estimation de notre modèle en distinguant entre les deux groupes de salaires est la différence de sensibilité des abonnés (selon leurs catégories) face aux variations des prix. Cela vient alors confirmer la nécessité d'équité, ancrée dans une tarification en tranche, pour protéger les petits consommateurs. En effet, une augmentation des prix n'a pas le même impact sur la demande. Par conséquent, une révision tarifaire doit avant tout viser les grands consommateurs et non pas les plus démunis. Nous avons également constaté, dans l'estimation de notre modèle avec des effets trimestriels, que la demande de l'eau potable est très sensible aux variations climatiques. La consommation d'été est presque égale à deux fois celle d'hiver (+ 41 %).

L'autre contribution, qui découle de nos résultats, est sans doute la mise en cause de la politique de rationnement horaire appliquée en Algérie. En effet, cette politique qui normalement a pour objectif de réduire la consommation semble avoir l'effet inverse sur les abonnés. Ce résultat peut avoir pour explications :

- Les irrégularités dans les approvisionnements qui caractérisent les entreprises de gestion de l'eau. Par conséquent, cette situation altère la confiance des abonnés et conditionne leurs anticipations, en matière de stockage ;
- L'ignorance quasi-totale des besoins réels des abonnés pour cause de manque d'études sur la demande. Cependant, dans certaines communes, les entreprises de gestion n'ont guère le choix, car le taux de fuite des réseaux avoisine les 40 %. De ce fait, elles sont obligées d'appliquer cette politique pour réduire les pertes des réseaux. La réponse à cette situation est d'orienter davantage les investissements vers la réhabilitation des réseaux, car de nos jours ils sont plus orientés à l'extension.

Le forfait semble aussi avoir une réelle incidence sur le comportement des consommateurs. Cette variable porte un signe positif et elle est significative dans tous les modèles estimés. Autrement dit, la tarification au forfait est toujours inférieure à la tarification réelle. Pour cette raison, cette tarification encourage la consommation excessive et donc le gaspillage. Dans ce sens, le remplacement des compteurs et le relevé régulier des consommations sont les seules réponses pour éviter cette pratique.

Enfin, l'estimation de notre modèle avec un prix moyen décalé (prix moyen de la dernière facture) a révélé une réelle incidence de cette variable sur la demande des abonnés. De nos jours, la controverse sur le type de prix à intégrer dans la fonction de demande fait toujours débat entre les économistes. Pour cette raison, nous avons estimé notre modèle en s'appuyant sur le prix connu par l'abonné (le prix moyen de sa dernière facture). Le modèle estimé par cette variable donne une élasticité-prix d'une valeur comprise entre -0.25 et -0.30, soit la même valeur estimée par l'estimation en variables instrumentales avec le prix moyen de la période.

BIBLIOGRAPHIE

- 1) **Agthe, D.E., Billings, R.B., 1987.** Equity, price elasticity, and household income under increasing block rates for water. *American Journal of Economics and Sociology* 46 (3), 273–286.
- 2) **Arbués .F, Garcia-Valiñas M.A and Martinez-Espiñeira .R (2003)** “ Estimation of residential water demand: a state-of-the-art review” *Journal of Socio-Economics* 32 (2003) 81–102.
- 3) **Ayadi, M., J. Krishnakumar and M. S. Matoussi (2002)** “A Panel Data Analysis of Residential Water Demand in Presence of Nonlinear Progressive Tariffs”, *Cahiers du département d'économétrie Faculté des sciences économiques et sociales, Université de Genève*, N° 2002.06.
- 4) **Bachrach. M and Vaughan W.J. (1994)** « Household Water Demand Estimation » Working Paper, ENP 106.
- 5) **Billings, R.B., Day, W.M., (1989).** Demand management factors in residential water use: the Southern Arizona experience. *Journal of the American Water Works Association* 81 (3), 58–64.
- 6) **Burtless, G., Hausman, J.A. (1978)**“The effect of taxation on labor supply: evaluating the Gary negative income tax experiment”. *Journal of Political Economy* 86 (6), 1103–1130.
- 7) **Conseil National Economique et social CNES (200)**, avant projet du rapport « l'eau en Algérie, le grand défi de demain ».
- 8) **Danielson L.E (1979)** “An analysis of residential demand for water using micro time-series data”. *Water Resources Research*, August 1979, 15(4), pp. 763-767.
- 9) **Foster, H.S. and B.R. Beattie (1981)** “On the Specification of Price in Studies of Consumer Demand Under Block Price Rescheduling”, *Land Economics*, Vol. 57, No.4, pp. 624-629.
- 10) **Gibbs, K.C., 1978.** “Price variable in residential demand models”. *Water Resources Research* 14 (2), 15–18.
- 11) **Gouvernement Algérien**, « Rapport national sur les objectifs du Millénaire pour le développement », Algérie, Juillet 2005.
- 12) **Hewitt, J.A., and W.M. Hanemann, (1995).** “A Discrete/Continuous Approach to Residential Water Demand under Block Rate Pricing”. *Land Economics*, 71(2): 173-192.
- 13) **Höglund, L., (1999).** Household demand for water in Sweden with implications of a potential tax on water use. *Water Resources Research* 35 (12), 3853–3863.
- 14) **Howe, C.W. and F.P. Linaweaver (1967)** “The Impact of Price on Residential Water Demand and its Relation to System Design and Price Structure”, *Water Resources Bulletin*, Vol. 3, No.1, pp. 13-32.
- 15) **Jansen og .A and C. Schulz (2006)**“water demand and the urban poor: a study of the factors influencing water consumption among households in cape town, South Africa” Working Paper Series in Economics and Management No. 02/06, January 2006.
- 16) **Jones. C. and Morris. J (1984).** Instrumental Price Estimates and Residential Water Demand. *Water Resources Research*.20(2): 197-202.

- 17) **Kavezeri-Karuaihe .S.T, Wandschneider. P and Yoder .J (2005)** “Perceived Water Prices and Estimated Water Demand in the Residential Sector of Windhoek, Namibia. An Analysis of the Different Water Market Segments » Working Paper.
- 18) **Ministère de l’Équipement de l’Aménagement du Territoire(MEAT):** « rapport sur la nouvelle politique de l’eau » AGEP, Février 1995.
- 19) **Nauges, C., Thomas, A., (2000).** Privately-operated water utilities, municipal price negotiation, and estimation of residential water demand: the case of France. *Land Economics* 76 (1), 68–85.
- 20) **Nauges .C and Van Den Berg .C (2007)** “Demand for Piped and Non-Piped Water Supply Services: Evidence from Southwest Sri Lanka” *Revue Environmental and Resource Economics*, DOI: 10.1007/s10640-008-9222-z.
- 21) **Nauges .C et Reynaud .A (2001)** “Estimation de la demande domestique d'eau potable en France” *Revue Economique*, 2001, 52(1), p. 167-185.
- 22) **Nations Unies,** “premier rapport sur les objectifs de développement du millénaire pour l’Algérie » Alger, février 2004.
- 23) **Nations Unies,** rapport : « Objectifs du Millénaire pour le développement » New York, 2005, 2008
- 24) **Nieswiadomy, M.L. and D.J. Molina, (1989).** “Comparing Residential Water Demand Estimates under Decreasing and Increasing Block Rates Using Household Data,” *Land Economics*, 65(3): 280-289.
- 25) **Nordin, J.A. (1976)** “A Proposed Modification of Taylor’s Demand Analysis: Comment”, *BellJournal of Economics*, Vol.6, No.1, pp. 719-721.
- 26) **Point, P., (1993).** Partage de la ressource en eau et demande d’Alimentacion en eau potable. *Revue Economique* 44 (4), 849–862.
- 27) **Renwick .M, R. Green and C. McCorkle (1998)** “measuring the price responsiveness of residential water demand in California’s urban areas” A Report Prepared for the California Department of Water Resources.
- 28) **Renwick, M. and Green, D. 1999.** Do Residential Water Demand Side Management Policies Measure Up? An Analysis of Eight Water Agencies. *Journal of Economics and Management.* 40: 37–55.
- 29) **Schefter, J.E. and E.L. David (1985)** “Estimating Residential Water Demand Under Multi-PartTariffs Using Aggregate Data”, *Land Economics*, Vol.61, No.3, pp. 352-359.
- 30) **Shin, J.S.(1985).** “Perception of price when information is costly: evidence from residential electricity demand”. *Review of Economics and Statistics* 67 (4), 591–598.
- 31) **Williams, M., Suh, B., 1986.** The demand for urban water by customer class. *Applied Economics* 18 (2), 1275–1289.
- 32) **Wong, S.T. (1972),** “A Model of Municipal Water Demand: A Case Study Northeastern Illinois”, *Land Economics*, Vol. 48, No.1, pp. 34-44.