



HAL
open science

Estimation de la demande d'eau potable à La Réunion sur données d'enquête

Marie-Estelle Binet, Fabrizio Carlevaro, Stéphanie Durand, Michel Paul

► **To cite this version:**

Marie-Estelle Binet, Fabrizio Carlevaro, Stéphanie Durand, Michel Paul. Estimation de la demande d'eau potable à La Réunion sur données d'enquête. 55 ème congrès AFSE, Sep 2006, Paris, France. halshs-00102137

HAL Id: halshs-00102137

<https://shs.hal.science/halshs-00102137>

Submitted on 29 Sep 2006

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

La demande d'eau potable à La Réunion

Estimation à partir de données d'enquête

Marie-Estelle BINET* Fabrizio CARLEVARO†

Stéphanie DURAND et Michel PAUL‡

pour toute correspondance : marie-estelle.binet@univ-rennes1.fr

Juin 2006

Résumé : Cet article présente et exploite une enquête réalisée auprès de 2000 ménages sur l'île de la Réunion. L'objectif est d'analyser les comportements de consommation d'eau potable afin de réduire les excès de consommation domestique. On estime pour cela la fonction de demande d'eau. On montre ainsi qu'une politique tarifaire transitant par un effet revenu virtuel peut être préconisée pour les plus bas revenus. Cette politique pourra être complétée par une campagne de prévention auprès des ménages habitant une maison située dans les zones climatiques les plus exposées au manque d'eau.

Mots-clés : demande d'eau potable, sondage, variables instrumentales, données manquantes.

Abstract : This paper analyzes the data of a survey sampling in the French island La Réunion in order to explain the average over-consumption of the inhabitants with respect to that of metropolitan France. We find that low income family can reduce their water consumption by increasing intramarginal prices through an income effect. Information campaign devoted to household leaving in a house in dry areas seems to be the second main policy to conduct.

Key-words : household water demand, pooling, instrumental variables, missing data.

*CREM, URA CNRS 6211, Université de Rennes1

†Département d'économétrie, UNI-MAIL, Université de Genève, Suisse.

‡CERESUR, Université de La Réunion

1 Introduction

Le point de départ de ce travail repose sur un constat simple : l'existence d'une surconsommation apparente en matière d'eau domestique à l'île de La Réunion. Selon Roca et Detre (2002), la consommation moyenne se fixe en effet à 260 litres par jour et par habitant contre 160 en Métropole, 206 en Guadeloupe et 165 en Martinique. La Réunion se positionne ainsi comme le premier département, en matière de consommation d'eau potable, loin devant les Alpes-Maritimes, la Haute-Corse et le Var.

Cette consommation élevée pose alors problème car elle nourrit le risque que La Réunion puisse manquer d'eau dans les années à venir. Cela peut sembler paradoxal pour une île tropicale qui détient des records mondiaux de pluviométrie mais plusieurs facteurs, deux pour l'essentiel, vont en ce sens. Le premier tient à la médiocre qualité du réseau qui enregistre des fuites importantes (de l'ordre de 60% contre 25-30% en métropole). Le second renvoie à l'inégale répartition des pluies, tant dans le temps que dans l'espace, avec (i) une saison sèche, de mai à novembre, durant laquelle les précipitations sont peu abondantes et (ii) des fortes pluviosités (plusieurs mètres/an) qui se concentrent principalement dans l'Est de l'île, là où les besoins sont les moins importants¹. A cela s'ajoute le fait que les solutions techniques sont plutôt limitées, le relief de l'île et la nature plutôt perméable des sols ne permettant pas de construire des barrages importants².

Dans ce contexte, l'option des économies d'eau en agissant sur la demande des Ménages émerge de façon très naturelle. Cette option semble en effet la plus intéressante de par son caractère réalisable, compte tenu de l'apparente surconsommation des ménages réunionnais, voire nécessaire de par la forte pression démographique que connaît l'île³. Il y a ainsi une volonté affichée (et forte) de la part des Autorités de réduire, à un horizon de 10 ans, la consommation moyenne de 30%.

¹Plus précisément, l'Ouest de l'île reçoit des pluies comparables, voire inférieures à celles de la métropole (moins d'un mètre par an) avec des besoins (ports, tourisme ...) qui y sont forts.

²Il existe également un chantier de basculement des eaux, d'Est en Ouest, qui devrait être achevé pour 2015 (le coût de ces travaux est estimé à 800 millions d'euros). Le volume ainsi transféré ne devrait toutefois pas suffire pour couvrir les besoins des Ménages, la plus grande partie étant destinée aux usages agricoles avec le développement de la filière Canne.

³La Réunion devrait atteindre le million d'habitants d'ici 2030. Les projections du SAGE OUEST (Schéma Aménagement et de Gestion des Eaux) par exemple concluent à un doublement des besoins, 151 contre 67 millions de m³, dans cette région.

Partant de ces constats, ce papier se propose d'estimer une demande d'eau pour le cas de l'île de La Réunion en accordant un intérêt tout particulier aux effets prix, cela dans une perspective de régulation de la demande. Une de ses originalités tient à la qualité des données sur lequel il s'appuie dans la mesure où les consommations mesurées sont bien des quantités physiques, obtenues à la suite d'une collecte de factures. On montre alors que la tarification, via la modification de l'abonnement ou des caractéristiques infra-marginales du tarif, est susceptible d'influencer la consommation au travers d'un effet revenu. Ce dernier joue toutefois pour la seule catégorie des bas-revenus. La suite de ce travail se divise alors comme suit.

La section 2 présente dans un premier temps quelques aspects théoriques et la section 3 décrit les données d'enquête. La section 4 développe la méthode économétrique, la section 5 présente les résultats de nos estimations, et la section 6 livre les éléments de conclusion.

2 Les déterminants de la demande d'eau - aspects théoriques

En règle générale, la littérature s'accorde sur quatre grands types de variables pour expliquer la consommation d'eau (*cf* Arbuès, Garcia-Valiñas & Martínez-Espiñeira (2003) pour une revue récente). Ces dernières incluent les variables climatiques, les caractéristiques socio-économiques des Ménages, les caractéristiques de l'habitat et des équipements et le système de tarification. On s'intéressera dans ce qui suit à chacune d'entre-elles.

Les variables climatiques Les variables climatiques, notamment la pluviométrie et les températures, sont très naturellement le premier élément qui vient à l'esprit lorsqu'on réfléchit aux déterminants de la demande. De plus, La Réunion connaissant, en dépit de sa petite taille, une grande variété de climats (on enregistre de fortes différences entre l'Est et l'Ouest, entre les Hauts et les Bas et entre l'hiver et l'été), on s'attend donc à ce que ces facteurs climatiques jouent un rôle important pour expliquer les différences de consommation entre les régions de l'île. Disposant d'un grand nombre de données climatiques journalières, ces dernières étant fournies par une base Météo France très riche tant du point

de vue des variables que de la localisation, reste à savoir quels éléments prendre en compte. En règle générale, plusieurs variables sont alors proposées dans la littérature parmi lesquelles la pluviométrie (Foster & Beattie (1979, 1981), amendée le cas échéant de la fréquence des précipitations (Martinez-Espineira (2002)), l'évapo-transpiration (Nieswiadomy & Molina (1988), Hewitt & Hanemann (1995)) et des indicateurs synthétiques comme le nombre de jours sans pluie que multiplie une température moyenne (Stevens & alii (1992), Agthe & Billings (1997)). En ce qui concerne le présent travail, c'est précisément ce dernier indicateur qui a été retenu, essentiellement parce qu'il combine deux variables colinéaires (variable CLIMAT). L'effet attendu est alors positif, notamment parce que les Ménages résidant en habitat individuel sont plus susceptibles d'arroser leur jardin durant la saison sèche.

Les caractéristiques socio-économiques Plusieurs variables sont là aussi susceptibles de jouer un rôle. La première renvoie bien évidemment à la taille de la famille. Considérer qu'une famille nombreuse consomme davantage qu'un individu isolé (toutes choses égales par ailleurs), voire qu'une personne en plus au sein du foyer soit à la source d'une consommation accrue sont des hypothèses assez naturelles. Dans ce cadre, la discussion porte alors sur la présence d'économies d'échelle qui rendent non linéaire la relation entre la consommation et la taille du Ménage. Le second élément a trait aux statuts par rapport à l'emploi des membres de la famille, notamment le taux d'activité au sein du Ménage (variable ACTIF). Toutes choses égales par ailleurs, on peut en effet penser que la présence d'une personne en plus au domicile, cette dernière étant plus vraisemblable lorsque l'individu ne remplit pas d'activité professionnelle, tend à faire augmenter la consommation du Ménage. Pour finir, un dernier facteur renvoie à des caractéristiques d'âge du Ménage, par exemple celui du chef de famille identifié ici au répondant (variable AGE). L'idée est que des personnes âgées qui auraient peu connu le degré de confort des logements actuels peuvent avoir développé certaines pratiques économes, comme le fait de faire la vaisselle dans un bac et non à l'eau courante par exemple. Plus généralement, de nombreuses études s'accordant sur le fait que les tranches d'âge les plus jeunes sont celles qui font le moins attention à leur consommation, il importe *a priori* de tenir compte de cet aspect.

Les caractéristiques du logement et des équipements En ce qui concerne le logement, le principal élément renvoie bien évidemment à l'habitat individuel

et à l'accès au jardin qui souvent l'accompagne. Cette variable est susceptible de jouer un rôle prépondérant dans la mesure où les usages extérieurs de l'eau (arrosage, jardinage pour l'essentiel) requièrent des volumes importants. On notera que, l'habitat individuel étant particulièrement développé à La Réunion⁴, cette différence peut expliquer une part importante de l'écart de consommation observé avec la Métropole. Une discussion du même ordre s'applique pour des biens durables comme le lave-linge, le lave-vaisselle et les équipements phytosanitaires (chasses d'eau économiques, mitigeurs sur les robinets de douche etc. ...).

La tarification Le dernier facteur renvoie au prix de l'eau qui peut influencer directement ou indirectement en modifiant la fréquence et la durée d'utilisation des équipements. Une spécificité du problème tient alors à la tarification qui est non linéaire et progressive, cette dernière comprenant (i) une part fixe, le montant de l'abonnement F , et (ii) une partie variable avec des tranches (k_1, k_2, \dots, k_n) et des prix du m^3 par tranches (c_1, c_2, \dots, c_n) qui sont croissants avec la consommation. On a ainsi un tarif complexe mais dont les effets sur la demande sont assez simples à analyser une fois remarqué que cela revient pour l'essentiel à mesurer de façon appropriée le revenu et le prix.

On peut illustrer ce point en considérant, à titre d'exemple, le cas d'un Ménage dont la consommation d'eau notée k se situe dans la tranche 2. Notant p et q le prix et la quantité consommée des autres biens, sa contrainte budgétaire s'écrit à l'origine :

$$F + c_1 k_1 + c_2 \times (k - k_1) + pq \leq R$$

Moyennant $D = (c_2 - c_1) k_1$, on peut la ré-écrire sous la forme avec R le revenu :

$$c_2 k + p q \leq \tilde{R} = R - F + D$$

Littéralement, tout se passe donc comme si (i) le consommateur payait l'intégralité de sa consommation au prix c_2 suite à quoi (ii) on lui remboursait un trop perçu D lié au fait que les k_1 premières unités doivent être payés à un prix unitaire $c_1 < c_2$. Le montant de ce remboursement virtuel, précisément égal ici à $(c_2 - c_1) \times k_1$, est appelé le D de Nordin⁵.

⁴Selon le dernier recensement de l'INSEE, 44% des Ménages métropolitains résident en logement collectif ; ce taux est de l'ordre de 20% à La Réunion.

⁵Du nom de l'économiste qui mis en évidence cette équivalence (voir Nordin (1976)), en réponse à une première approche proposée par Taylor (1975). Billings et Agthe (1980) utilisent

En se référant au problème usuel, ces changements de variables permettent d'écrire la demande sous la forme :

$$q_1^d = \phi(c_2, p, \tilde{R}) = \phi(c_2, p, R - F + D)$$

Localement, cette dernière dépend ainsi (i) du prix du m³ pour la tranche dans laquelle l'agent se situe, ici c_2 , et (ii) d'un revenu mesuré de façon appropriée, car corrigé du montant de l'abonnement F et du D de Nordin. Ce dernier captant les effets des caractéristiques infra-marginales du tarif, une variation de k_1 et/ou de c_1 agit sur la demande au travers d'un seul effet revenu. Le paramètre c_2 en revanche, parce qu'il représente le coût de la consommation marginale, joue le rôle du prix. Le tableau ci-dessous généralise cet exemple en précisant cette distribution des rôles selon les différentes tranches de consommation.

Tableau 1 : Prix marginal et D de Nordin selon les différentes tranches (effectives) de consommation.

Tranche	Prix	D de Nordin	Revenu (virtuel)
1	c_1	$D_1 = 0$	$R - F$
2	c_2	$D_2 = (c_2 - c_1) \times k_1$	$R - F + D_2$
3	c_3	$D_3 = (c_3 - c_1) \times k_1 + (c_3 - c_2) \times k_2$	$R - F + D_3$
⋮			

Dès lors, toute modification de la tarification tendant à réduire D est susceptible d'infléchir la consommation d'eau potable. Quand le prix de la première tranche c_1 augmente, le revenu virtuel D, diminue quelle que soit la tranche de consommation considérée. Maintenant, si c_2 augmente, le paiement virtuel est accru dans le bloc 2 et diminue dans les tranches 3 et dans les suivantes. Dès lors qu'il y a des consommateurs dans l'ensemble des blocs, l'effet total est indéterminé. Plus précisément, dans le cas d'une tarification fondée sur trois blocs, la consommation totale d'eau potable diminue si le nombre d'abonnés dans la tranche 3 est suffisamment grand : $N_3 > \frac{N_2 D_2}{D_3}$.

En somme, on peut toujours s'attendre à une diminution de la consommation d'eau potable en augmentant le prix de la première tranche ou encore en cette variable dans le cas d'une tarification croissante par bloc.

diminuant l'amplitude d'une tranche (k_i). Toute autre politique tarifaire sur la partie variable de la tarification serait en réalité indéterminée.

3 Les données

Les données sont issues d'une enquête planifiée par nos soins. Réalisée en 2005, celle-ci a permis d'interroger 2000 ménages. Dans cette section, on présente brièvement le plan de sondage utilisé, puis les principales variables renseignées.

3.1 Plan de sondage

La base de sondage idéale, le fichier client des sociétés fermières, n'était pas accessible pour des raisons de confidentialité. Dès lors, une étude de faisabilité reposant sur les données existantes (données communales communiquées par les sociétés fermières) a été menée. Pour l'essentiel, elle conclut que la consommation d'eau est corrélée avec le climat et le type d'habitat. Après une tentative de collaboration avec l'Insee pour utiliser le Répertoire des Immeubles localisés, la seule technique de sondage utilisable s'est révélée être une procédure semi-aléatoire d'interrogation des ménages par téléphone développée par un institut de sondage de la place. On choisit alors de procéder en deux étapes.

La première étape consiste à interroger par téléphone un grand nombre d'abonnés domestiques à l'aide de questions simples. Deux procédures de sondage sont confrontées :

- sondage élémentaire sans remise
- sondage stratifié d'après la commune de résidence du ménage.

Pour choisir, deux objectifs contradictoires doivent être conciliés, d'une part minimiser la taille de l'échantillon et d'autre part obtenir la meilleure précision pour l'estimateur de la consommation totale d'eau de l'île : $T = \sum k_i$. La précision relative est mesurée par $\delta = \frac{Z_\epsilon \sqrt{V(\hat{T})}}{T}$. avec Z_ϵ fractile de la loi normale.

La variance de l'estimateur de la consommation totale diffère selon la technique de sondage retenue. En définitive, on retient la technique minimisant la taille de l'échantillon pour un niveau de précision relative donnée (1%). L'analyse, détaillée dans Binet, Carlevaro, Durand et Paul (2003), conduit à choisir un sondage stratifié selon la commune de résidence du ménage avec allocation proportionnelle sur 2000 ménages ; ce qui revient à interroger 1% de la population totale de chaque commune.

Dans une seconde étape, on demande aux 1000 Ménages volontaires, repérés à l'aide de quelques questions posées au cours de la phase initiale et acceptant de participer à une loterie récompensant par un chèque de 15 euros les 100 premiers à remplir convenablement un formulaire préparé par nos soins, de nous communiquer les montants et les volumes de leurs trois dernières factures réelles et estimatives.

Finalement, Nous avons collecté les factures de 173 ménages (avec un taux de réponse effectif de l'ordre de 20%) directement exploitables pour 160 d'entre eux car 13 d'entre eux n'ont pas souhaité révéler leur classe de revenu. Ces données nous ont néanmoins permis de calculer, pour chacun, une consommation moyenne d'eau par jour et par abonné. On dispose également de deux autres sources d'information :

- Une base Météo France très précise qui fournit les données climatiques relatives à la pluviométrie et à la température mesurées par un indicateur quotidien pour l'ensemble des stations météo situées sur l'île de La Réunion.
- les tarifs des fermiers comportant de grandes différences dans la tarification, par commune, voire au sein d'une même commune compte tenu de l'assainissement.

En ce qui concerne la qualité des informations obtenues, il y a lieu, en dépit de certains problèmes, d'être satisfait du sondage au sens où les échantillons obtenus (téléphonique et factures) sont assez représentatifs de la population réunionnaise. Si la représentativité de l'échantillon total est acquise (Binet, Carlevaro, Durand et Paul (2005)), celle de l'échantillon des factures est en revanche moins bonne (on ne dispose pas de factures pour certaines municipalités, les bas revenus sont sous-représentés et les ménages à deux personnes sur-représentés).

3.2 Variables

Le questionnaire est composé de 25 questions concernant :

- Caractéristiques socio-économiques du ménage (sexe, âge et emploi du chef de famille, revenu et taille de la famille, nombre d'actifs et d'enfants, statut du logement).
- Caractéristiques du logement (type et âge de l'habitat, nombre de pièces et altitude du logement).
- Equipement (présence d'une piscine, de machines à laver le linge et la vaisselle, d'un jardin ou d'un potager).
- Habitudes de consommation (fréquence des lavages, activité non domestique à domicile).

Le tableau suivant présente quelques indicateurs statistiques relatifs aux principales variables utilisées :

Tableau. 2. Statistiques descriptives sur l'échantillon total des 173 factures

Variable	descriptif	Moy	Min	Max	Médiane
<i>CONS</i>	cons. par abonné en litres par jour	660	40	4570	530
<i>REV</i>	revenu ménage en euros (centre de classe)	1939	525	6000	1125
<i>F</i>	part fixe (euros)	1,33	0,11	3,77	1,009
<i>nord</i>	D de Nordin (euros)	3,51	0	63,7	0,82
<i>UC</i>	unité de consommation	2,3	1	5,5	2,20
<i>Nbpers</i>	taille famille	3,14	1	8	3
<i>AGE</i>	Age chef de famille (années)	47	21	81	47
<i>CLIMAT</i>	Indicateur climatique (degrés fois nombre de jours sans pluie)	6030	1082	11352	6267
<i>ACTIF</i>	Nbre de pers. par foyer ayant un emploi	0,97	0	3	1
$\frac{REV-F}{UC}$	revenu diminué de la part fixe par UC	920	136	3527	651

Dans notre étude, on distingue la taille de la famille et l'unité de consommation calculée selon l'échelle d'Oxford, en comptant un pour le premier adulte, 0,7 pour chaque adulte supplémentaire et 0,5 pour chaque enfant.

Le volume quotidien moyen de consommation d'eau potable est élevé : soit 660 litres par abonné ou 254 litres par habitant et par jour. Ce chiffre est comparable aux valeurs publiées par Roca et Detre (2002). Mais cette consommation est caractérisée par une grande disparité (50% des individus consomment moins de 180 litres par jour et par habitant).

Au sein de l'échantillon, 74% des ménages vivent en maison, 77% disposent d'un jardin privé, 5% d'une piscine, 35,3 % sont locataires. 66 ménages n'ont aucun membre de la famille occupant un emploi (40 retraités, 25 sans emplois et 1 étudiant). 93% possèdent un lave-linge et 16% un lave vaisselle.

4 Modèle économétrique

Cette section comprend deux paragraphes. Nous présentons d'abord la spécification du modèle puis les problèmes méthodologiques soulevés par l'estimation de cette spécification avec les données disponibles.

4.1 Spécification

Vis-à-vis de l'estimation de la demande, deux stratégies sont possibles : la première consiste à estimer la fonction de demande complète, en tenant compte des différents régimes. La seconde stratégie consiste à estimer des fonctions de demande marginale qui décrivent le choix de consommation au sein des segments. Un avantage de cette approche est qu'elle est relativement simple à mettre en oeuvre ; on peut en particulier s'appuyer sur toute l'économétrie de la demande, notamment sur diverses formes fonctionnelles mises en avant dans la littérature (linéaire, log pour l'essentiel, Arbuès et al (2003)), à condition de définir de manière appropriée le prix et le revenu. Plus précisément, comme expliqué, l'estimation d'une demande marginale consiste à estimer une relation de la forme :

$$CONS_i = \phi(c_i, R'_i) + \varepsilon_i$$

avec $CONS_i$ la consommation observée de l'abonné i en m³, c_i le prix marginal, ie le prix du m³ pour le segment dans lequel l'individu se situe (observé) et $R'_i = R_i - F + D_i$ le revenu virtuel de cet individu pour ce même segment.

La spécification de la demande d'eau potable retenue inclut une forme quadratique du revenu. On distingue un modèle contraint (MC) et un non contraint (MNC):

$$(MNC) \text{ CONS}_i = \alpha + \alpha_r \left(\frac{REV-F}{UC}\right)_i + \alpha_{rc} \left(\frac{REV-F}{UC}\right)_i^2 + \alpha_n \left(\frac{D}{UC}\right)_i + \alpha_{nc} \left(\frac{D}{UC}\right)_i^2 + \alpha_{nr} \left(\frac{D}{UC}\right)_i \cdot \left(\frac{REV-F}{UC}\right)_i + \alpha_p p_i + \alpha_c \text{ CLIMAT}_i + \alpha_a \text{ AGE}_i + \alpha_{ac} \text{ ACTIF}_i + \alpha_m \text{ MAIS}_i + \epsilon_i$$

$$(MC) \text{ CONS}_i = \alpha' + \alpha'_r \left(\frac{REV-F+D}{UC}\right)_i + \alpha'_{rc} \left(\frac{REV-F+D}{UC}\right)_i^2 + \alpha'_p p_i + \alpha'_c \text{ CLIMAT}_i + \alpha'_a \text{ AGE}_i + \alpha'_{ac} \text{ ACTIF}_i + \alpha'_m \text{ MAIS}_i + \epsilon'_i$$

On rappelle que CONS est le volume consommé par jour et par famille en m³, MAIS indique que le ménage habite une maison, F représente la part fixe en euros, p le prix marginal, AGE , l'âge du chef de famille (années) et CLIMAT l'indicateur climatique (degrés par jour). ϵ est un terme d'erreur bruit blanc.

La spécification du modèle non contraint introduit de manière distincte $\frac{REV-PF}{UC}$ et $\frac{D}{UC}$. Cela permet en fait de tester la pertinence du modèle non contraint et donc de l'effet remboursement virtuel, en le comparant avec le modèle contraint. En effet, dans le cadre d'un modèle linéaire, si la spécification non contrainte est correcte alors les effets revenus directs (coefficient de $\frac{REV-PF}{UC}$) et indirect (coefficient de $\frac{NORD}{UC}$) auraient été égaux. Ici, cela revient à considérer les modèles contraints et non contraints comme équivalents et à

$$\text{tester les hypothèses jointes suivantes : } \begin{cases} \alpha_r = \alpha_n = \alpha'_r \\ \alpha_{rc} = \alpha_{nc} = \alpha'_{rc} \\ \alpha_{nr} = 2\alpha'_{rc} \end{cases} .$$

Enfin, il faut noter que des estimations préliminaires ont conduit à écarter un certain nombre de variables, soit par manque de significativité (équipement en lave-vaisselle et lave-linge..) ou pour limiter la colinéarité. La variable relatant la possession d'un jardin a ainsi été écartée en raison de sa très forte ressemblance avec la résidence en maison.

4.2 Méthodes d'estimation

Plusieurs problèmes économétriques se posent :

- Des tests de Chow révèlent une hétérogénéité des comportements dans l'échantillon, entre les bas et hauts revenus. La forme quadratique choisie pour le revenu est une première solution proposée. Ensuite les problèmes d'hétéroscédasticité observés sont corrigés en utilisant la méthode des moindres carrés généralisés adaptée (en déflatant le modèle par le revenu).
- Par construction, la question de la non exogénéité des variables traduisant la tarification se pose car le niveau de consommation induit la tarification appliquée. En effet, il s'avère que les abonnés qui ont les consommations les plus faibles font face aux prix marginaux et au reversement virtuel les plus faibles. Il existe donc une corrélation, positive dans le cas présent, entre le terme d'erreur et les variables de tarification (ici le prix marginal et le revenu virtuel) qui fait que les MCO sont biaisés et non-convergenents. Pour éliminer ce biais d'endogénéité, il convient dès-lors de procéder à l'estimation des demandes marginales en instrumentant le prix et le revenu virtuel, ie en estimant par la méthode des variables instrumentales. En ce qui concerne le choix des instruments, le prix a été instrumenté en retenant une proposition de Hausman & Wise (1976) qui consiste à substituer au prix marginal une dépense calculée pour un niveau de consommation fixé à l'avance, par exemple 100 m3.
- Ensuite, traditionnellement, la variable de revenu mesurée ici sous la forme de classes⁶ est soumise au problème de l'erreur de mesure. Le rang associé à chaque intervalle par ordre croissant est retenu pour instrumenter le revenu (méthode de Durbin). Des tests augmentés d'exogénéité sont pratiqués systématiquement pour tester l'exogénéité du revenu et des éléments de tarification, voir par exemple Cadoret et al (2004).
- Les données de revenu sont manquantes pour 13 individus sur 173. On a donc mis en oeuvre une technique d'estimation adaptée aux échantillons avec données manquantes pour les variables explicatives (Greene (2003)). Elle consiste à estimer une relation liant le revenu à l'âge et au nombre d'actifs sur les données complètes et à l'utiliser pour reconstituer les données manquantes de revenu. Les autres paramètres du modèle

⁶En tenant compte de l'ensemble des revenus du foyer (revenus du travail, allocations perçues, ...), dans quelle fourchette vous situez-vous ? moins de 750 euros, entre 750 et 1500, entre 1500 et 3000, entre 3000 et 4500, plus de 4500, je ne sais pas, je ne veux pas répondre.

économétrique sont alors réestimés en utilisant l'ensemble des 173 individus et en considérant $CONS_i - \hat{\alpha}_r \frac{REV_i - F}{UC} - \hat{\alpha}_{rc} \left(\frac{REV_i - F}{UC} \right)^2$ comme une nouvelle variable à expliquer dans le MNC.

5 Résultats des estimations

Le tableau 3 donne les résultats des estimations par la technique des variables instrumentales avec correction de l'hétéroscédasticité en pondérant par le revenu pour 148 sur 160 individus, excluant ainsi les consommateurs situés aux deux extrêmes de la distribution (très petits et très gros consommateurs) (I) et pour l'échantillon incluant les individus n'ayant pas révélé leur revenu (II) :

Tableau. 3. Estimation demande d'eau potable

Va. Expl.	Estimation I		Estimation II	
	coeff	t-stat	coeff	t-stat
<i>constante</i>	-0,02	-0,19	0,03	0,22
<i>REV</i>	$0,15.10^{-3}$	1,67*	—	—
<i>REV</i> ²	$-0,42.10^{-7}$	-2,02**	—	—
<i>D</i>	0,0015	-3,36***	$0,58.10^{-2}$	1,98
<i>D</i> ²	$0,63.10^{-5}$	-2,12**	$-0,13.10^{-4}$	-0,63
<i>D.REV</i>	0,48	-0,68	—	—
<i>MAIS</i>	0,096	2,38**	0,163	2,64
<i>NBPERS</i>	0,08	5,51***	0,068	3,56
<i>CLIMAT</i>	$0,17.10^{-4}$	2,02**	$0,27.10^4$	1,84
<i>p</i>	-0,063	-0,94	-0,08	-0,83
<i>R</i> ²	0,59		0,16	
Nbre. Obs.	148			
White het. stat.	25,47			
exog stat $\frac{REV-F}{UC}$	1,25			
exo. stat $\left(\frac{REV-F}{UC}\right)^2$	0,19			
exog. stat p	2,58			
exog. stat $\frac{D}{UC}$	0,17			
exog.stat $\left(\frac{D}{UC}\right)^2$	0,43			
exog. stat $\frac{REV-F}{UC} \frac{D}{UC}$	0,05			

* significativité à 10%, ** à 5% et *** à 1%.

L'estimation pondérée a permis de corriger l'hétéroscédasticité (statistique de White égale à 25,47). Les tests augmentés d'exogénéité figurant dans les six dernières lignes du tableau suggèrent d'instrumenter le prix marginal et éventuellement le revenu.

Les variables non significatives relatives au nombre d'actifs et à l'âge ont été exclues. Ensuite, les deux jeux d'estimation (I et II) donnent des résultats similaires.

On note une sensibilité de la consommation d'eau potable au revenu décroissante avec le niveau de revenu avec $\frac{\partial CONS}{\partial REV} = 0$ pour $\frac{REV-F}{UC} = 1785$ ou pour $REV = 4114$ à la moyenne de l'échantillon. On peut également calculer à la moyenne de l'échantillon une élasticité revenu égale à 0,122.

On note également une valeur cohérente (Le test de Fisher valide l'égalité des effets revenu et donc la similarité des MC et MNC) et significative de la variable mesurant le remboursement virtuel. A niveau de revenu donné, cet effet est croissant avec la valeur du reversement. Une politique tarifaire orientée vers les bas revenus seulement est susceptible d'infléchir la consommation d'eau potable, soit en augmentant le prix de la première tranche ou en réévaluant le prix de l'abonnement. Les simulations réalisées à l'aide des observations de l'échantillon indiquent qu'une augmentation du prix de la première tranche de 10% engendre une (légère) diminution de 0,08% de la consommation. L'impact limité d'une telle mesure peut sûrement s'expliquer par le faible niveau du prix moyen de l'eau à La Réunion (prix moyen hors taxe égal à 0,79 euros à La Réunion contre 1,14 en métropole en 1998) L'augmentation des autres prix de tranche conduit, *a contrario*, à un effet global positif, traduisant une augmentation de la consommation totale.

Dans la littérature, l'influence du prix est souvent considérée comme négligeable. On note également dans notre étude la non significativité du prix marginal. En revanche, la plupart des études incluant les effets infra-marginaux du tarif (D de Nordin) fondées sur des données agrégées donnent des résultats mitigés (Arbuès et al (2003)). Notre étude valide ce choix de modélisation de la tarification et constitue ainsi une contribution intéressante au sein de cette littérature.

On peut ensuite noter l'impact positif attendu de la variable climatique ainsi que du fait d'habiter une maison. Toutes choses égales par ailleurs, en

moyenne, habiter une maison augmente la consommation d'eau potable du foyer de 96 litres par jour, soit un peu moins de la moitié de la consommation individuelle quotidienne à La Réunion. Enfin, l'effet taille mesuré par le nombre de personnes dans la famille exerce un effet positif et son ampleur suggère l'existence d'économies d'échelle. Une personne en plus dans la famille accroît toutes choses égales par ailleurs la consommation de 80 litres par jour, soit moins de la moyenne individuelle à l'échelle du département.

6 Conclusion

L'article exploite les données collectées dans le cadre d'une enquête, financée par la DIREN, réalisée à La Réunion auprès des ménages pour étudier leurs comportements en matière de consommation d'eau potable. L'objectif de la Diren est de mettre en place une politique adaptée afin de réduire de 30%, à horizon de 20 ans, la consommation domestique.

Cette étude permet de connaître les principaux déterminants de la consommation d'eau potable à La Réunion. Elle livre donc une liste d'instruments de régulation susceptibles d'infléchir la consommation domestique. On montre ainsi que le revenu, la structure de la tarification, l'indicateur climatique, et le fait d'habiter une maison, sont les variables susceptibles d'influencer le plus la consommation d'eau potable à La Réunion.

A l'inverse de nombreuses études (voir Arbuès et al (2003)), les résultats attestent du rôle effectif de la tarification dans les choix de consommation mais indirectement *via* un effet revenu virtuel et pour les ménages à bas revenu uniquement. Tout se passe comme si ces ménages payent l'intégralité de la consommation au prix de la tranche supérieure, et on leur reverse ensuite le trop perçu. Une réduction du trop perçu par une augmentation du prix de la première tranche notamment aura alors pour effet de réduire la consommation d'eau des ménages à bas revenus.

Ensuite habiter une maison influence positivement la consommation et vivre dans une commune au climat sec et chaud exerce également un impact positif. Au total, ces résultats reflètent l'importance des usages extérieurs pour expliquer la sur-consommation à La Réunion. Une campagne d'information axée sur ces ménages pourra également être préconisée.

7 Références bibliographiques

Agthe D.E and Billings R.B (1997), "Equity and conservation pricing policy for a government-run utility", *Journal of Water Supply Research and Technology. AQUA*, 46(5), pp. 252-260.

Arbuès F., Garcia-Valiñas M.A and Martinez-Espiñeira R.(2003), "Estimation of residential water demand: a state-of-art review", *Journal of Socio-Economics*, 32, pp. 81-102.

Bachrach M. and Vaughan W.J (1994), "Household water demand estimation", *Inter-American Development Bank*, March.

Binet M.E, Carlevaro F., Durand S. et Paul M. (2003), "Planification de l'enquête par sondage pour l'étude des modes de consommation d'eau à La Réunion, mandatée par la Diren", *Rapport pour la Diren*, 21 p.

Binet M.E, Carlevaro F., Durand S. et Paul M. (2005), "Etude des habitudes de consommation d'eau potable à La Réunion", *Rapport pour la Diren*, 109 p.

Cadoret, I., Benjamin, C., Martin, F., Herrard, N. et Tanguy S. (2004), *Econométrie Appliquée*, De Boeck..

Foster H.S.J. and Beattie B.R (1979), "Urban residential demand for water in the United States", *Land Economics*, 55(1), pp. 43-58.

Foster H.S.J., Beattie B.R (1981), "On the specification of price in studies of consumer demand under block price scheduling", *Land Economics*, 57(4), pp. 624-29.

Greene W. (2003), *Econometric Analysis*, Prentice Hall, 5ème édition.

Hanké S.H , de Maré L. (1982), "Residential water demand : a pooled time-series cross section study of Malmo, Sweden", *Water Resources Bulletin*, 18 (4), pp. 621-625.

Hausman J.A , Wise D.A (1976), "The evaluation of results from truncated samples: The New Jersey income maintenance experiment", *Annals of Economic and Social Measurement*, vol. 5(4), pp. 421-45.

Hewitt J.A and Hanemann W.M (1995), "A discrete/continuous choice approach to residential water demand under block rate pricing", *Land Economics*, 71 (2), pp. 173-192.

Martínez-Espiñeiras R. (2002), "Residential water demand in the northwest of Spain", *Environmental and Resource Economics*, 21(2), pp. 161-187.

Nieswiadomy M.L and Molina D.J (1988), "Urban water demand estimates under increasing block rates", *Growth and Change*, 19(1), pp. 1-12.

Nordin J.A. (1976), "A proposed modification on Taylor's demand analysis: comment", *The Bell Journal of Economics*, 7(2), pp. 719-721.

Roca S et Detre G. (2002), "Beaucoup d'eau à La Réunion", *Agriste DOM*, 5, décembre.

Stevens T.H, Miller J. and Willis C. (1992), "Effect of price on structure of residential water demand", *Water resources Bulletin*, 28(4), pp. 681-685.

Taylor L.D. (1975), "The demand for electricity: A survey", *The Bell Journal of Economics*, 6, n°1, pp.74 – 110.