

# La demande d'eau potable à La Réunion

## Estimation à partir de données d'enquête\*

Marie-Estelle BINET<sup>†</sup>      Fabrizio CARLEVARO<sup>‡</sup>  
Michel PAUL<sup>§</sup>

Décembre 2012

**Résumé** On procède dans cet article à l'estimation d'une fonction de demande d'eau domestique pour l'île de La Réunion, une région française d'outre-mer qui connaît, en dépit de son climat tropical, de fortes tensions sur la ressource. On développe des spécifications de systèmes linéaire et non linéaire de dépenses rendant compte de la structure des tarifs, croissants par blocs, en vigueur dans l'île. Cette modélisation permet de différencier dans la consommation d'eau une composante indépendante des prix et du revenu du ménage, dite consommation obligée, et une partie variable susceptible d'être infléchie par une politique de prix appropriée. Sur la base de données collectées auprès d'un échantillon de ménages, les résultats des estimations révèlent l'importance de la consommation obligée et des usages extérieurs de l'eau. Les baisses de la consommation d'eau que l'on peut espérer pour des variations socialement acceptables des tarifs apparaissent dès lors limitées et il convient de compléter les politiques tarifaires par d'autres mesures, telles des campagnes d'information ciblées sur les usages extérieurs de l'eau.

**Abstract** In this paper, we estimate a residential water demand function for the Reunion island, a French overseas territory which experiences, despite its tropical climate, a lot of stress on this resource. We develop specifications of linear and non linear expenditure systems, taking into account the increasing block rate schedule current in the island. This modelling allows differentiating within the residential water consumption a component independent of prices and household income, called committed consumption, and a variable part which can be influenced by a relevant water pricing policy. Using survey data collected on a sample of households, our empirical results reveal the importance of committed consumption and of outdoor uses of water. The expected drops in water consumption generated by socially acceptable rate changes appear therefore limited and it is advisable to complement pricing policies with other measures, such as information campaigns focusing the outdoor uses of water.

---

\*Pour toute correspondance : michel.paul@univ-reunion.fr

<sup>†</sup>CREM, UMR CNRS 6211, Université de Rennes 1.

<sup>‡</sup>Département de sciences économiques (DESEC), Université de Genève.

<sup>§</sup>CEMOI, Université de La Réunion.

Mots-clés : demande d'eau résidentielle - tarification progressive - systèmes de fonctions de dépenses - données d'enquête - imputation de données manquantes - variables instrumentales.

Key words : Residential water demand - Increasing pricing - Expenditure systems - Survey data - Imputation of missing data - Instrumental variables.

Codes JEL : Q25 - D12 - C51

## 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 l'ifen [2007-a], la consommation par habitant s'y fixait en 2004 à 269 l/j, ce qui est largement supérieur aux chiffres obtenus pour la France métropolitaine (165 l/j), la Martinique (172 l/j) et la Guadeloupe (192 l/j). La Réunion se présente ainsi comme la première région française en matière de consommation d'eau potable, sensiblement devant PACA (239 l/j) et la Corse (230 l/j). Il est à noter que ces statistiques sont calculées en rapportant le total des volumes facturés (et non le total des prélèvements) au nombre de résidants. Par suite, l'état du réseau, les fuites en particulier, ne joue aucun rôle dans ces écarts que confirment par ailleurs les statistiques disponibles les plus récentes (251 l/j/hab à La Réunion contre 150 l/j/hab pour la France prise dans son ensemble, en 2009, selon eaufrance (<http://www.eaufrance.fr/>)).

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 vont en ce sens. Le premier tient à la médiocre qualité du réseau pour lequel on enregistre des fuites importantes (de l'ordre de 60% contre 20% en France métropolitaine, cf. DAF Réunion [2007] et ifen [2007-b]). Le second renvoie à une mauvaise répartition de la pluviosité avec une saison sèche durant laquelle les précipitations sont peu abondantes et une saison humide durant laquelle elles sont fortes, plusieurs mètres par an, mais concentrées dans l'Est de l'île, là où les besoins sont les plus faibles. Au contraire, l'Ouest qui accueille une grande part de l'activité économique exprime des besoins forts et reçoit des pluies comparables, voire inférieures à celles de la France métropolitaine (moins d'un mètre par an). Un document du Pôle environnement et développement durable [2005] rapporte alors qu'il existe "*dans l'Ouest et dans le Sud, des secteurs où les coupures d'eau sont fréquentes à la fin de la saison sèche*". De plus, il s'avère que certains captages en surface ne respectent pas les débits réservés, ce qui perturbe le bon fonctionnement des écosystèmes.

Les solutions techniques étant plutôt limitées, le relief et la nature perméable des sols ne permettent pas d’y construire des barrages importants, l’option des économies d’eau en agissant sur la demande des ménages émerge alors de façon naturelle. Cette option semble en effet la plus intéressante de par son caractère réalisable, voire nécessaire de par la forte pression démographique que connaît l’île et qui risque d’accentuer les déséquilibres si les consommations individuelles se maintiennent à leurs niveaux actuels. La Réunion devrait atteindre en effet le million d’habitants d’ici 2030 et les projections du Schéma d’Aménagement et de Gestion des Eaux (SAGE) concluent à un doublement des besoins, de 67 à 151 millions de m<sup>3</sup> par an, à cet horizon.

Partant de ces constats, l’article se propose d’estimer une fonction de demande d’eau pour La Réunion en accordant un intérêt tout particulier, dans une perspective de régulation de la demande, aux effets prix (les Autorités affichent une volonté forte de réduire sur 20 ans la consommation moyenne de 30%). Un premier intérêt de ce travail tient à la nature des données exploitées. Contrairement aux travaux sur données françaises menés jusqu’à présent, les consommations mesurées sont en effet des quantités physiques, obtenues à la suite d’une collecte de factures auprès des abonnés domestiques. Le second intérêt renvoie à la prise en compte de la structure des tarifs. Au contraire de la France métropolitaine où la plupart des municipalités facturent le m<sup>3</sup> à un prix constant, tous les tarifs pratiqués à La Réunion sont en effet croissants par blocs. Ce mode de tarification qui est appliqué dans plusieurs pays étrangers, aux Etats-Unis en particulier, est regardé comme un modèle à suivre par l’actuel gouvernement au motif qu’il permet d’allier des considérations d’égalité sociale et de bonne gestion de la ressource<sup>1</sup>. Un tarif bien dessiné devrait en effet permettre, en fixant des prix suffisamment bas pour les premiers mètres cubes, de garantir un accès pour tous à un bien essentiel, en fixant des prix suffisamment élevés pour des niveaux de consommation considérés comme excessifs, d’inciter les ménages à adopter des comportements économes. De ce point de vue, La Réunion constitue un terrain d’étude original pour la France métropolitaine où il est également question d’étendre ce mode de tarification au secteur de l’énergie (gaz et électricité). Pour finir, la dernière originalité de ce travail tient à la spécification de la fonction de demande qui est estimée. La modélisation retenue renvoie au système non linéaire de demande développé par Carlevaro [1976], [1977], [1982] qui, en plus d’être fondée sur le plan microéconomique, permet de décomposer la consommation en deux composantes. La première est une part rigide liée à des besoins essentiels et/ou à de fortes habitudes en matière d’usage de l’eau de la part des ménages ; on parle alors de consommation obligée<sup>2</sup>. La

---

<sup>1</sup> Cf. notamment l’engagement n°42 du projet présidentiel de François Hollande : “Je ferai adopter une nouvelle tarification progressive de l’eau, de l’électricité et du gaz afin de garantir l’accès à tous à ces biens essentiels et d’inciter à une consommation responsable.”

<sup>2</sup> Le concept de consommation obligée, introduit par Samuelson [1947/48] dans un essai visant à interpréter les paramètres du système linéaire de dépenses de Klein et Rubin [1947/48], désigne la consommation captive d’un bien, non substituable avec celle des autres biens, et qui de ce fait ne peut pas être infléchie par les prix.

seconde est une part variable, dépendant des prix et du revenu, qui peut être réduite en modifiant la tarification. Nos estimations montrent alors que la consommation obligée, en pesant pour près de 60 % de la consommation résidentielle d'eau, est relativement importante, ce qui limite les baisses que l'on peut espérer obtenir, à court-terme, en jouant sur le niveau du tarif. Parallèlement, elles mettent également en évidence l'importance des usages extérieurs de l'eau avec une consommation obligée par ménage, consacrée à l'arrosage du jardin, de près de 200 l/j. Vis-à-vis d'un objectif de réduction de la consommation, il convient dans ces conditions d'accompagner l'augmentation du prix de mesures complémentaires avec, le jardin constituant un facteur de forte consommation, (i) des campagnes d'information et de sensibilisation ciblées plutôt sur les usages extérieurs et (ii) des dispositifs incitant les ménages à s'équiper de systèmes de récupération d'eau de pluie et d'arrosage au goutte à goutte qui sont économes en eau.

La suite de l'article se divise en 5 sections. La section 2 présente les principaux déterminants de la demande d'eau répertoriés dans la littérature. La section 3 décrit la méthode d'enquête utilisée et les données collectées. La section 4 spécifie le modèle économétrique et la méthodologie d'estimation. La section 5 présente et analyse les résultats empiriques. La section 6 livre quelques conclusions et suggère quelques pistes de développement à venir.

## 2 Les déterminants de la demande

Il existe un large consensus parmi les économistes concernant les variables qui doivent figurer dans une fonction de demande d'eau. Le prix, le revenu, les caractéristiques des ménages (taille, composition), les caractéristiques de leur habitat (superficie, collectif ou individuel) et de leurs équipements (détention d'une lave-vaisselle, d'un lave-linge . . .) sont les facteurs les plus communément cités (*cf.* Arbues et alii [2003] et Worthington et Hoffman [2008] pour une revue de la littérature). Dans les régions où les usages extérieurs (jardin, piscine) sont importants, on peut penser que le climat joue aussi un rôle.

### 2.1 Les variables de prix et de revenu

Pour expliquer le niveau de la consommation d'eau d'un ménage, la théorie économique renvoie au niveau de son revenu ainsi qu'au prix de l'eau, relativement à ceux des autres biens. Cette dernière variable peut influencer la consommation de façon directe, à travers les besoins alimentaires, et indirecte en modifiant la fréquence et la durée d'utilisation des équipements consommateurs d'eau (baignoire, douche, lave-linge, lave-vaisselle, etc.). Compte tenu du contexte local, une spécificité du problème tient alors à la nature de la tarification. Au contraire de la France métropolitaine où la plupart des municipalités facturent le m<sup>3</sup> à un prix constant (68% dans le cas de l'eau potable, 88% dans le cas l'assainissement selon l'ifen [2007-a]), toutes les communes réunionnaises

appliquent un tarif croissant par blocs avec un prix du m<sup>3</sup> qui augmente, par tranche de consommation, avec la quantité demandée. Chaque tarif spécifie également une part fixe, le montant de l'abonnement, dont la collecte est destinée à couvrir les coûts du réseau. Ces éléments tarifaires sont décrits dans la section 3 consacrée à la présentation des données.

Si le tarif peut sembler complexe, ses effets sur la demande sont en revanche assez simples à analyser une fois remarqué que cela revient, pour l'essentiel, à mesurer de façon appropriée le prix et le revenu du ménage. On peut illustrer ce point en considérant un tarif à deux tranches pour lequel la contrainte de budget est donné par :

$$F + \pi_1 q + px \leq R \quad (1)$$

si la consommation du ménage, notée  $q$ , se situe dans la tranche 1 et par :

$$F + \pi_1 k + \pi_2 (q - k) + px \leq R \quad (2)$$

si elle se situe en tranche 2, avec  $F$  le montant de l'abonnement,  $\pi_1$  et  $\pi_2$  les prix des m<sup>3</sup> dans les tranches 1 et 2, et  $k$  le seuil de consommation au-delà duquel le prix est majoré (on a donc  $\pi_2 > \pi_1$ ). Les variables  $R$ ,  $x$  et  $p$  représentent quant-à-elles le revenu, un agrégat des quantités consommées des autres biens et son indice de prix implicite (tel que  $px$  exprime la dépense pour l'achat des quantités consommées des autres biens).

La figure 1 donne alors la représentation de cet ensemble de budget qui présente la particularité d'avoir une frontière coudée en un niveau de consommation précisément égal à  $k$  (compte tenu de la majoration du prix du m<sup>3</sup> passé ce seuil). La demande d'eau s'obtient en maximisant la fonction d'utilité du ménage dans cet ensemble des possibles et ce processus peut, comme représenté, le positionner en tranche 1, en tranche 2, voire encore en un niveau de consommation précisément égal à  $k$  (*cf.* les points A, B et C). Dans ce cas de figure, le revenu, les conditions tarifaires et les préférences du ménage sont tels qu'il n'est pas optimal de consommer un volume d'eau inférieur à  $k$  (à prix constant le consommateur serait donc disposé à consommer plus), pas plus qu'il n'est optimal de consommer un volume supérieur à  $k$  (compte tenu, une nouvelle fois, de la majoration du prix passé ce seuil). L'existence de cette solution en coin est alors d'importance car elle fait que la fonction de demande présente un palier de consommation, précisément égal au seuil  $k$ , sur une certaine plage de revenus. A contrario, en une solution intérieure du type A ou C, la consommation est bien sensible aux prix et au revenu<sup>3</sup>.

Par la suite, si on conçoit que la consommation dépende en une solution de type A que de  $F$  et de  $\pi_1$ , on pressent que l'ensemble des caractéristiques du tarif ( $F$ ,  $\pi_1$ ,  $\pi_2$  et  $k$ ) vont, en revanche, jouer un rôle en une solution de type

<sup>3</sup>Que la solution soit de type intérieure ou en coin, la convexité de l'ensemble de budget et la stricte quasi-concavité de la fonction d'utilité garantissent, dans tous les cas de figure, l'existence et l'unicité de la solution.

C. Le point est alors que ces variables agissent à travers un effet prix et un effet revenu qu'une simple réécriture de la contrainte de budget suffit à identifier. Une fois posé  $D = (\pi_2 - \pi_1)k$ , l'équation (2) peut en effet se mettre sous la forme :

$$\pi_2 q + px \leq R - F + D \equiv \tilde{R}. \quad (3)$$

Littéralement, tout se passe donc comme si le consommateur payait l'intégralité de sa consommation au prix  $\pi_2$ , suite à quoi on lui remboursait un trop-perçu, noté  $D$ , lié au fait que les  $k$  premières unités doivent être payées au prix  $\pi_1$  (et non  $\pi_2$ ). Le montant de ce remboursement virtuel est alors appelé le D de Nordin du nom de l'économiste qui mit en évidence cette équivalence (Nordin [1976]).

En se référant au problème usuel de la théorie du consommateur, cette reformulation de la contrainte budgétaire conduit à écrire la fonction de demande, dans la tranche de consommation 2, sous la forme :

$$q = \phi(\pi_2, p, \tilde{R}) = \phi(\pi_2, p, R - F + D). \quad (4)$$

Localement, cette dernière dépend donc (i) du prix du m<sup>3</sup> dans la tranche dans laquelle l'agent se situe, soit ici  $\pi_2$ , et (ii) d'un revenu mesuré de façon adéquate car corrigé du montant de l'abonnement  $F$  et du D de Nordin qui capte les effets des caractéristiques inframarginales du tarif. Dans la tranche 2, des variations de  $\pi_1$  ou de  $k$  agissent ainsi à travers un effet revenu uniquement tandis que le prix  $\pi_2$ , parce qu'il représente le coût de la consommation marginale, y joue le rôle du prix.

Ce raisonnement se généralise sans difficulté au cas d'un tarif comprenant un nombre de tranches quelconque  $T_j = [k_{j-1}, k_j[$ ,  $j = 1, 2, \dots$  et  $k_0 = 0$ , de sorte que pour un niveau de consommation  $q \in ]k_{j-1}, k_j[$ ,  $j \geq 2$ , on aura :

$$q = \phi(\pi_j, p, \tilde{R}_j) \quad (5)$$

avec  $\tilde{R}_j = R - F + D_j$  et  $D_j = (\pi_2 - \pi_1)k_1 + (\pi_3 - \pi_2)k_2 + \dots + (\pi_j - \pi_{j-1})k_{j-1}$ . On pourra se référer à l'annexe pour une discussion des propriétés de ces fonctions de demande, qualifiées de conditionnelles dans la littérature car elles décrivent le choix de consommation au sein d'un segment de tarification. A ce titre, (5) est valide uniquement dans un certain intervalle de revenus, noté  $]\underline{R}_j, \overline{R}_j[$  avec  $\underline{R}_j$  et  $\overline{R}_j$  les solutions en  $R$  des deux conditions<sup>4</sup> :

$$\begin{cases} \phi(\pi_j, p, R - F + D_j) = k_{j-1} \\ \phi(\pi_j, p, R - F + D_j) = k_j \end{cases} \quad (6)$$

En revanche,  $q = k_{j-1}$  pour tout  $R \in [\overline{R}_{j-1}, \underline{R}_j]$  car, compte tenu de l'augmentation du prix de l'eau passé le seuil  $q = k_{j-1}$ , le ménage n'est pas en particulier

<sup>4</sup>Compte tenu de la progressivité du tarif,  $\overline{R}_{j-1} < \underline{R}_j < \overline{R}_j$  si la fonction de demande (5) est strictement croissante en  $R$  dans un intervalle contenant les solutions des équations (6).

incité à accroître sa consommation en ce point de la tranche  $T_j$  (le taux marginal de substitution, de  $q$  par  $x$ , est inférieur au prix relatif  $\pi_j/p$ , ce qui est alors le cas en tout point du segment  $DD'$  sur la figure 1).

## 2.2 Les caractéristiques du ménage

La première variable susceptible de jouer un rôle renvoie très naturellement à la taille du ménage. Considérer qu'une famille nombreuse consomme davantage qu'un individu isolé (toutes choses égales par ailleurs), voire encore qu'une personne en plus au sein du foyer soit à la source d'une consommation accrue sont des hypothèses légitimes. Dans ce cadre, la discussion porte plus sur la présence d'économies d'échelle et sur les caractéristiques d'âge de la famille. Le premier élément renvoie aux consommations collectives qui font que la relation entre la consommation et la taille du ménage n'est pas linéaire. Le second fait référence à l'idée que des personnes d'âges différents peuvent se comporter de façon différente. On pense tout d'abord aux enfants pour lesquels on s'attend à une consommation moindre mais aussi aux personnes âgées qui, faute d'avoir connu le degré de confort des logements actuels, peuvent avoir développé des pratiques économes (comme, par exemple, le fait de faire la vaisselle dans un bac et non à l'eau courante). Pour finir, on peut vouloir aussi tenir compte du statut par rapport à l'emploi des membres de la famille, la présence au foyer étant vraisemblablement plus forte lorsque l'individu n'exerce pas d'activité professionnelle, un facteur dont on peut penser qu'il va faire augmenter la consommation du ménage. De plus, le taux de chômage étant nettement plus important à La Réunion (de l'ordre de 30% sur la période étudiée), cette variable est susceptible d'expliquer une partie de la différence dans les consommations par tête qui est observée avec la France métropolitaine.

## 2.3 Les caractéristiques de l'habitat et des équipements

En ce qui concerne le logement, le principal élément renvoie 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 et dont on peut penser qu'ils augmentent avec la superficie du jardin (Nieswiadomy et Molina [1989], Hewitt et Hanneman [1995]). L'habitat individuel étant particulièrement développé à La Réunion<sup>5</sup>, ce facteur est susceptible d'expliquer lui-aussi une part importante de l'écart de consommation qui est observé avec la France métropolitaine. Dans le même ordre d'idée, le nombre de pièces, la détention d'une piscine (Dandy et alii [1997]), les systèmes d'arrosage (automatique ou manuel, Lyman [1992]) et des équipements durables tels les lave-linge, les lave-vaisselle et les équipements sanitaires constituent également des déterminants potentiels.

---

<sup>5</sup>Selon l'INSEE Réunion [2008], près de 72% des ménages vivent en habitat individuel à La Réunion contre un peu moins de 50% en France métropolitaine.

## 2.4 Les variables climatiques

Potentiellement, les variables climatiques jouent un rôle important dans la détermination des consommations d'eau des ménages. Spontanément, on s'attend en particulier à ce que les précipitations soient un substitut à l'eau domestique pour des usages tels que l'arrosage du jardin, l'arrosage du potager ou le lavage des voitures (effet négatif de la pluviométrie). A l'inverse, on peut penser que les températures et l'ensoleillement poussent les consommations à la hausse. Concernant La Réunion, il est alors vraisemblable que ces facteurs jouent à plein, les modes de vie y faisant que les usages extérieurs de l'eau sont importants, cela non seulement en raison du climat mais aussi parce que le jardin est d'une importance particulière dans la culture créole. En sus, La Réunion connaissant, en dépit de sa petite taille, une grande variété de climats, les facteurs climatiques peuvent être à la source de différences de consommation importantes entre les différentes microrégions de l'île.

Les variables climatiques ont alors été introduites de différentes façons dans la littérature. On peut citer notamment les travaux de Foster et Beattie [1979, 1981], Nauges et Thomas [2000] et Nauges et Reynaud [2001] qui retiennent le niveau des précipitations durant le printemps et l'été et ceux de Martinez-Espineira [2002] qui introduit non pas le niveau mais la fréquence des précipitations (nombre de jours de pluie durant la période d'observation). Miaou [1990] fait également figurer les températures et spécifie des seuils au-delà desquels ces variables n'ont plus d'effet sur la consommation. Billings et Agthe [1980], Billings [1982], Nieswiadomy et Molina [1988] et Hewitt et Hanemann [1995] font usage de l'évapo-transpiration<sup>6</sup>. Pour finir, plusieurs contributions travaillent à partir d'indicateurs synthétiques qui combinent les effets de ces différentes variables. Tel est le cas en particulier des contributions de Stevens et alii [1992] et d'Agthe et Billings [1997] qui utilisent le produit du nombre de jours sans pluie et de la température moyenne.

S'il est donc acquis que les éléments naturels influent sur la demande, les impacts qui leurs sont imputables ne sont pas, en revanche, toujours évidents à prédire. Ainsi, par exemple, là où une forte pluie peut être à la source d'une consommation accrue durant l'été austral, les ménages de par l'humidité importante étant susceptibles de prendre une douche supplémentaire, ce même événement peut éviter un arrosage du jardin en saison sèche et générer une économie d'eau. De même, un ensoleillement plus prononcé peut conduire à des arrosages plus fréquents à moins que, devant l'importance des volumes d'eau à apporter, les ménages par un effet de seuil renoncent à cet entretien.

---

<sup>6</sup>L'évapo-transpiration correspond à la quantité d'eau transférée du sol vers l'atmosphère par évaporation au niveau du sol (évaporation directe) et transpiration des plantes (évaporation indirecte). Ce phénomène qui joue sur la disponibilité en eau du sol est à l'origine de pertes importantes que l'on compense avec l'irrigation (pour un terrain de 100 m<sup>2</sup>, une évapotranspiration à 5 mm requiert un apport journalier de 500 litres, soit 1/2 m<sup>3</sup> d'eau).



## 3 Les données

Les données utilisées proviennent de plusieurs sources. La première est une enquête, planifiée par nos soins, réalisée en 2005 sur un échantillon de 2005 ménages. Ceci a permis de constituer un échantillon de 459 factures renseignant le volume d'eau consommé par une partie de ces mêmes ménages. Le paragraphe 3.1 présente le plan de sondage ; les paragraphes 3.2 et 3.3 décrivent les autres données qui se rapportent aux barèmes de prix et aux variables climatiques.

### 3.1 Le plan de sondage

La base de sondage idéale, le fichier client des sociétés fermières<sup>7</sup> qui permet d'identifier les points de facturation et de livraison d'eau comme unités à enquêter, n'était pas accessible pour des raisons de confidentialité. Le répertoire des immeubles localisés (RIL) de l'INSEE Réunion qui permet d'identifier les logements comme unités à enquêter ne l'étant pas non plus, la seule base de sondage utilisable s'est révélée être le repérage téléphonique des ménages selon une procédure semi-aléatoire développée par un institut de sondage de la place. On a choisi alors de procéder à un sondage en deux phases. La première a consisté à sélectionner un échantillon assez large d'individus dans le but de collecter une information sur les caractéristiques des ménages, de leur habitat et de leurs équipements. La seconde s'est attachée à obtenir les consommations en demandant aux ménages qui étaient en mesure de le faire de bien vouloir nous communiquer des éléments relatifs à leurs trois dernières factures réelles (et non estimatives). Ces ménages étaient intéressés à répondre (les 100 premiers formulaires reçus recevaient une prime de 15 euros).

Dans le but de réduire la taille de l'échantillon aléatoire de première phase, il a été retenu un sondage stratifié sur la base d'un découpage aérolaire des individus joignables par téléphone. Ce choix faisait suite à une étude préalable de Binet et alii [2003] qui établissait que la méthode de sondage la plus appropriée était un sondage stratifié, avec allocation proportionnelle dans les strates, sur la base d'une stratification des abonnés domestiques selon la commune de résidence. D'après ces calculs, une enquête portant sur 2 000 abonnés (taux de sondage inférieur à 1%) permettait d'assurer une estimation de la consommation résidentielle d'eau de l'île avec une marge d'erreur de  $\pm 1\%$ , au niveau de confiance de 95%.

En ce qui concerne la seconde phase, un peu moins de 1000 ménages s'étaient déclarés disposés à nous répondre et 173 l'ont effectivement fait, ce qui représente un taux de réponse de l'ordre de 20%. On dispose ainsi d'un échantillon de 459

---

<sup>7</sup>La responsabilité du service public de l'eau revient aux communes qui peuvent en déléguer la gestion à une entreprise privée au moyen d'un contrat d'affermage ou de concession. La différence entre les deux baux tient à ce que les investissements sont financés par la collectivité dans le premier cas, par l'entreprise exploitante dans le second. Dans tous les cas de figure, le prix de l'eau est fixé par la commune via une délibération du conseil municipal.

factures exploitables à partir desquelles on calcule, pour chaque facture, une consommation journalière moyenne (le tableau 1 donne quelques statistiques relatives aux principales variables utilisées de cet échantillon). Dans la mesure où les factures sont fournies sur une base volontaire, l'utilisation des données de cet échantillon pour estimer la fonction de demande d'eau des ménages peut générer des biais de sélection. Tel est le cas si la probabilité de réponse des ménages qui se sont déclarés disposés à participer à l'enquête de seconde phase dépend du volume d'eau consommé par les ménages. Des analyses préliminaires visant à mettre en évidence les déterminants de la réponse, en incluant certains déterminants de la demande d'eau, n'ont pas fourni de réponse probante. On est donc amené à penser que le mécanisme de réponse aléatoire est homogène dans la population des ménages disposés à répondre, ce qui porte à assimiler l'échantillon des volontaires à un échantillon aléatoire, tiré à probabilités égales dans cette population.

### 3.2 Les tarifs

Les données se rapportant à la tarification ont été fournies par les fermiers et les régies<sup>8</sup>. Si comme souligné plus haut une spécificité de La Réunion tient à l'application d'un tarif progressif partout dans l'île<sup>9</sup>, il existe parallèlement de nombreuses différences entre les communes, voire encore au sein d'une même commune selon que l'abonné est connecté ou non à un réseau d'eaux usées (dans ce cas, l'assainissement n'est pas facturé, ce qui était le cas de 60% des ménages selon le SDAGE<sup>10</sup> de La Réunion). On note en particulier un nombre de tranches qui varie de 2 à 4 avec une grande diversité dans le choix des seuils (par exemple, celui de la première tranche varie de 10 à 90 m<sup>3</sup> sur la base d'un trimestre de consommation). Cette disparité se retrouve aussi dans les tarifs qui varient, pour une consommation type de 120 m<sup>3</sup> par an, de 1.07 euro le m<sup>3</sup> (Le Port) à 2.53 euros (Trois-Bassins) avec une moyenne à 1.40 euro (ifen [2007-a]). Ces prix peuvent être considérés comme bas en étant, en particulier, nettement inférieurs à la moyenne nationale (3.01 euros le m<sup>3</sup> en 2004) et à ceux pratiqués dans les autres DOM (3.7 euros en Guadeloupe, 3.3 euros en Martinique, 1.8 euro en Guyane).

Cette disparité tarifaire à l'échelle communale peut sembler étonnante pour un petit territoire comme La Réunion mais elle tient sans doute à des conditions d'exploitation différentes. Ainsi, la densité de l'habitat, la superficie du territoire et le linéaire de réseau varient grandement selon les communes (DAF<sup>11</sup> Réunion [2007]), ce qui a un impact sur le coût du service. D'autre part, il est vraisemblable que la qualité de l'eau prélevée joue également. Ainsi, selon le SDAGE

<sup>8</sup> A La Réunion, deux communes sont en régie et les vingt-deux restantes ont opté pour une délégation avec un contrat d'affermage. Les prestataires sont au nombre de trois : la CGE (10 communes), la CISE (11 communes) et la SAPHIR (1 commune).

<sup>9</sup> En France métropolitaine au contraire, les tarifs progressifs sont rares (6% des municipalités dans le cas de l'accès à l'eau potable, 4% dans le cas de l'assainissement, ifen [2007-a]).

<sup>10</sup> Schéma Directeur d'Aménagement et de Gestion des Eaux

<sup>11</sup> Direction de l'Agriculture et de la Forêt

[2002], les volumes distribués se rapportent pour moitié à des prélèvements de surface, une eau dont la potabilisation requiert des traitements plus coûteux que les eaux souterraines (1.75 euro contre 1.37 euro le m<sup>3</sup>, en moyenne, selon l'ifen [2007-b]).

### 3.3 Les variables climatiques

On dispose d'une base Météo France précise qui fournit des données climatiques relatives à la pluviométrie, à la température et à l'évapo-transpiration mesurées sur l'ensemble des 103 stations météo de l'île. Chaque ménage se voit ainsi affecté d'un ensemble de données climatiques correspondant aux relevés de la station la plus proche de son domicile. Les seules données renseignées quotidiennement étant les précipitations journalières, nous avons été conduits à écarter les indicateurs d'évapo-transpiration et de température et à retenir comme variable climatique la fréquence de jours sans pluie, en %, sur la période de facturation. Sous cette spécification, c'est alors bien le fait qu'il ait plu ou pas et non l'importance des précipitations qui influence la consommation, en déclenchant la décision d'arroser ou non son jardin par exemple.

## 4 Spécification et méthode d'estimation

Compte tenu du caractère non linéaire de la tarification, différentes stratégies sont possibles pour spécifier et estimer la fonction de demande d'eau (*cf.* Moffitt [1990] pour une présentation). On a alors retenu comme approche celle qui consiste à estimer les paramètres d'une forme fonctionnelle pour la fonction (5). En procédant de la sorte, on s'attache donc à expliquer chaque consommation de l'échantillon Factures par une fonction de demande conditionnelle qui décrit les choix de consommation au sein de la tranche dans laquelle se situe la facture. L'avantage de cette approche est qu'elle est simple à mettre en œuvre ; on peut notamment s'appuyer sur toute l'économétrie de la demande (voir Deaton [1986]), sur les diverses formes fonctionnelles mises en avant dans la littérature en particulier, à condition de bien définir le prix et le revenu comme expliqué en 2.1. La codétermination de la quantité d'eau consommée avec le prix marginal et le D de Nordin, qui interviennent comme variables explicatives dans la fonction de demande (5), pose toutefois un problème d'endogénéité dont il convient de tenir compte dans l'estimation.

### 4.1 La forme fonctionnelle

Les consommations d'eau des ménages sont modélisées à l'aide d'une spécification quadratique du système non linéaire de dépenses développé par Carlevaro [1976], [1977], [1982]. Dans le cas à deux biens, l'eau et un agrégat des autres biens, et une tarification progressive, la fonction de demande d'eau dans la première tranche de consommation  $T_1 = [0, k_1[$  se présente comme :

$$q = c + \left( b_1 + b_2 \frac{R - F - \pi_1 c - p\gamma}{P} \right) \frac{R - F - \pi_1 c - p\gamma}{\pi_1}$$

si  $F + \pi_1 c + p\gamma \leq R < \bar{R}_1$ . En revanche, dans une tranche de consommation  $T_j = [k_{j-1}, k_j]$ ,  $j \geq 2$ , on a :

$$q = \begin{cases} k_{j-1} & \text{si } \bar{R}_{j-1} \leq R \leq \underline{R}_j \\ \phi(\pi_j, \tilde{R}_j) & \text{si } \underline{R}_j < R < \bar{R}_j \end{cases} \quad (7)$$

avec :

$$\phi(\pi_j, \tilde{R}_j) = c + \left( b_1 + b_2 \frac{\tilde{R}_j - \pi_j c - p\gamma}{P} \right) \frac{\tilde{R}_j - \pi_j c - p\gamma}{\pi_j} \quad (8)$$

et où  $b_1$  et  $b_2$  sont deux paramètres,  $p$  l'indice des prix des biens autre que l'eau et  $P$  un indice de l'ensemble des prix incluant le prix de l'eau dans la tranche  $j$ , soit  $\pi_j$ . Les grandeurs  $c$  et  $\gamma$  représentent quant-à-elles des consommations obligées en eau et dans les autres biens, jugées ou perçues comme telles par le ménage dans des conditions normales d'activité<sup>12</sup>. Pour rappel,  $\tilde{R}_j = R - F + D_j$  désigne le revenu corrigé du D de Nordin pour une consommation  $q$  en tranche  $j$  tandis que  $\underline{R}_j$  et  $\bar{R}_j > \underline{R}_j$  constituent les deux seuils de revenu qui définissent le domaine de validité de la demande conditionnelle  $\phi(\pi_j, \tilde{R}_j)$  (cf. les deux équations de définition (6)).

En envisageant l'estimation de cette relation en présence de variations spatiales pour les prix marginaux  $\pi_j$  mais pas pour l'indice de prix  $p$ , on peut admettre que  $P \cong p$  et incorporer la valeur constante de ces variables aux paramètres du modèle (la dépense en eau représente, dans les faits, une faible part de la consommation totale des ménages). On obtient ainsi :

$$q = \begin{cases} k_{j-1} & \text{si } \bar{R}_{j-1} \leq R \leq \underline{R}_j \\ c + \beta_1 \frac{\tilde{R}_j - \pi_j c - \Gamma}{\pi_j} + \beta_2 \frac{(\tilde{R}_j - \pi_j c - \Gamma)^2}{\pi_j} & \text{si } \underline{R}_j < R < \bar{R}_j \end{cases} \quad (9)$$

avec  $\beta_1 = b_1$ ,  $\beta_2 = b_2/P$  et  $\Gamma = p\gamma$  la dépense pour la consommation obligée des autres biens. Outre le fait qu'elle généralise le système linéaire de dépenses de Stone [1954], on notera que le principal avantage de cette forme fonctionnelle est une courbe d'Engel flexible qui peut être notamment convexe ou concave, sur tout ou partie de l'intervalle des revenus, selon les valeurs prises par les coefficients  $\beta_1$  et  $\beta_2$ .

<sup>12</sup>A l'origine, les grandeurs  $c$  et  $\gamma$  s'interprètent comme des consommations minimales de biens essentiels à la subsistance d'un ménage (minimum vital). Dans le cas présent, il convient plus de les regarder comme des consommations captives, non substituables avec celles des autres biens, résultant de besoins créés par de fortes habitudes de consommation et/ou par une complémentarité forte avec des équipements dont ils constituent des inputs.

A la suite de Gaudin et alii [2001], le modèle est complété en supposant que les consommations obligées sont liées à la taille de la famille, à sa composition et aux équipements tournés vers les usages extérieurs selon les relations :

$$\begin{cases} c = c_1N + c_2\text{JARDIN} + c_3\text{PISCINE} \\ N = \text{NANO} + \delta_1\text{NAO} + \delta_2\text{NENF} \\ \Gamma = \Gamma_1M \end{cases} \quad (10)$$

avec NANO, NAO et NENF le nombre d'adultes non occupés, le nombre d'adultes occupés et le nombre d'enfants au sein du ménage. JARDIN et PISCINE sont deux variables indicatrices qui prennent la valeur 1 si le ménage est équipé, 0 sinon. La variable  $N$  est un nombre d'adultes équivalents, évalué sur une échelle d'équivalence dont l'unité est l'adulte non occupé et qui attribue un poids de  $\delta_1$  à chaque adulte occupé, de  $\delta_2$  à chaque enfant. Elle vise à mesurer la taille de la population des usagers pour les besoins obligés en eau et dont on peut penser qu'ils sont liés, pour l'essentiel, à l'alimentation et à l'hygiène. La variable  $M$  mesure quant-à-elle une taille du ménage pour les besoins obligés dans la consommation des autres biens. Cette dernière est calculée à partir des variables NANO, NAO et NENF selon différentes échelles d'équivalence. Pour finir, l'arrosage pouvant varier en fonction du climat, le coefficient  $c_2$  qui mesure l'apport (obligé) en eau fourni par le ménage au jardin est modélisé comme :

$$c_2 = c_{20} + c_{21}\text{CLIMAT} \quad (11)$$

avec CLIMAT la fréquence du nombre de jours sans pluie au cours de la période de facturation.

## 4.2 L'imputation des revenus

L'enquête de première phase, réalisée en 2004 sur un échantillon de 2005 ménages, donne le niveau de revenu sous la forme d'une variable qualitative ordonnée définie sur cinq intervalles  $I_1 = [0, 750[$ ,  $I_2 = [750, 1500[$ ,  $I_3 = [1500, 3000[$ ,  $I_4 = [3000, 4500[$  et  $I_5 = [4500, +\infty[$  (en €/mois). L'estimation de la fonction de demande (9) requiert toutefois de disposer d'une mesure quantitative du revenu et utiliser pour ce faire les centres de classe de ces intervalles ne convient pas. Du point de vue empirique, une telle méthode d'imputation fournit en effet une estimation biaisée du revenu moyen pour tous les intervalles dans lesquels la distribution n'est pas uniforme. De plus, elle ne permet pas d'estimer le revenu moyen du dernier intervalle qui n'est pas borné supérieurement.

Pour ces raisons, nous avons développé une méthode d'imputation basée sur un modèle économétrique décrivant l'information qualitative observée en matière de revenus selon un modèle polytomique ordonné dans lequel le niveau de revenu est spécifié comme une variable latente. Ce modèle se formule comme suit :

$$y_i = h \Leftrightarrow y_i^* \in I_h \quad (12)$$

où  $y_i$  est un codage numérique de l'intervalle de revenus auquel appartient le ménage  $i$ ,  $h$  un indicateur numérique des intervalles de revenus  $I_h$ ,  $h = 1, \dots, 5$ , et  $y_i^*$  la valeur non observée (latente) du revenu du ménage  $i$ . On postule également que ces revenus non observés  $y_i^*$  sont distribués dans la population des ménages selon une loi log-normale définie par le modèle de régression :

$$\ln y_i^* = x_i \beta + \varepsilon_i \quad (13)$$

avec  $x_i$  un vecteur d'indicateurs du niveau de revenu du ménage  $i$ ,  $\beta$  un vecteur de paramètres incluant un terme constant et  $\varepsilon_i$  une variable aléatoire  $N(0, \sigma^2)$ , identiquement et indépendamment distribuée dans l'échantillon des ménages de première phase.

Pour imputer un niveau de revenu au ménage  $i$ , on utilise comme prédicteur de  $y_i^*$  celui qui minimise l'erreur quadratique moyenne de prévision (EQM) pour une information disponible  $\mathbb{I}_i$  donnée, soit :

$$\widehat{y}_i^* = E[y_i | \mathbb{I}_i] \quad (14)$$

avec  $E[y_i | \mathbb{I}_i]$  l'espérance mathématique de  $y_i^*$  calculée à partir de la densité conditionnelle  $f(y | \mathbb{I}_i) = f_i(y)$ . Deux cas distincts doivent alors être envisagés selon que le ménage  $i$  ait déclaré ou non son intervalle de revenu  $I_h$ . Dans le premier cas, l'information disponible est représentée par  $\mathbb{I}_i = \{x_i, y_i, \beta, \sigma\}$  et la densité conditionnelle est celle d'une variable aléatoire log-normale tronquée,  $LN(x_i \beta, \sigma^2 | I_h)$ , de support  $I_h$ , soit :

$$f_i(y) = \frac{1}{\sigma y} \frac{\varphi((\ln y - x_i \beta)/\sigma)}{\Phi((\ln y^{h+1} - x_i \beta)/\sigma) - \Phi((\ln y^h - x_i \beta)/\sigma)} \quad \text{pour } y \in I_h \quad (15)$$

avec  $\varphi(\cdot)$  et  $\Phi(\cdot)$  les fonctions de densité et de répartition de la loi normale centrée réduite,  $y^h$  et  $y^{h+1}$  les bornes inférieure et supérieure de l'intervalle de revenus  $I_h$ . Ainsi, le prédicteur qui minimise l'EQM de prévision de  $y_i^*$  s'écrit :

$$\widehat{y}_i^* = \int_{y^h}^{y^{h+1}} y f_i(y) dy \quad (16)$$

On remarquera que le calcul de ce prédicteur requiert de procéder à une intégration numérique. Si maintenant l'intervalle contenant le revenu du ménage  $i$  est inconnu (non réponse), l'information disponible est fournie par  $\mathbb{I}_i = \{x_i, \beta, \sigma\}$  et la densité conditionnelle  $f_i(y)$  est celle d'une variable aléatoire log-normale non tronquée,  $LN(x_i \beta, \sigma^2)$ , conduisant au prédicteur :

$$\widehat{y}_i^* = \exp \left\{ x_i \beta + \frac{\sigma^2}{2} \right\}. \quad (17)$$

La mise en œuvre de ces formules d'imputation requérant d'estimer  $\beta$  et  $\sigma$ , une estimation efficace de ces deux paramètres est obtenue en appliquant la méthode du maximum de vraisemblance sur le modèle générateur de l'échantillon des observations  $\{y_i, i = 1, \dots, n\}$ . On maximise donc le logarithme de la vraisemblance :

$$\ln L(\beta, \sigma | y_1, \dots, y_n, x_1, \dots, x_n) = \sum_{i=1}^n \sum_{h=1}^5 y_{ih} \ln \Pr [y_i = h | x_i] \quad (18)$$

dans laquelle :

$$y_{ih} = \begin{cases} 1 & \text{si } y_i = h \\ 0 & \text{si } y_i \neq h \end{cases} \quad (19)$$

et des probabilités  $\Pr \{y_i = h | x_i\}$ ,  $h = 1, \dots, 5$ , définies comme :

$$\begin{aligned} \Pr \{y_i = h | x_i\} &= \Pr [\ln y^h \leq \ln y_i^* < \ln y^{h+1} | x_i] \\ &= \Pr [\ln y^h - x_i\beta \leq \varepsilon_i < \ln y^{h+1} - x_i\beta | x_i] \\ &= \Phi\left(\frac{\ln y^{h+1} - x_i\beta}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{\ln y^h - x_i\beta}{\sigma}\right) \end{aligned} \quad (20)$$

avec  $\Phi((\ln y^1 - x_i\beta)/\sigma) = 0$  et  $\Phi((\ln y^6 - x_i\beta)/\sigma) = 1$ . Insérés dans (16) et (17), les estimateurs du maximum de vraisemblance des paramètres  $\beta$  et  $\sigma$  fournissent un estimateur asymptotiquement efficace du prédicteur  $\hat{y}_i^*$ . L'application de cette méthode d'imputation aux données dont on dispose est détaillée dans Carlevaro et alii [2007].

### 4.3 Spécification économétrique et méthode d'estimation

Pour fonder le choix de la méthode d'estimation, on adopte une spécification économétrique à erreur sur la fonction de dépense en eau, évaluée au prix marginal. Pour une consommation d'eau du ménage  $q$  située dans la tranche de consommation  $j$ , ce modèle de régression s'écrit :

$$\pi_j q = \pi_j c + \beta_1 (\tilde{R}_j - \pi_j c - \Gamma) + \beta_2 (\tilde{R}_j - \pi_j c - \Gamma)^2 + \varepsilon \quad (21)$$

où  $\varepsilon$  désigne une perturbation aléatoire centrée qui rend compte de l'influence des erreurs de spécification, inhérentes au choix de la forme fonctionnelle déterministe et des variables explicatives retenues, sur les consommations observées dans l'échantillon des 455 factures utilisées pour l'estimation. Par ce choix, on renonce donc à endogénéiser le choix de la tranche de consommation et, par la même, à expliquer le prix marginal et le D de Nordin. Vue comme une composante d'un modèle plus général de codétermination de la consommation d'eau, du prix marginal et du D de Nordin, notre spécification économétrique s'interprète comme un modèle à information limitée (voir Hewitt [1994]).

Dans le cadre d'une tarification par blocs, les variables relatant la tarification sont endogènes car elles dépendent de la tranche de consommation. Il existe ainsi une corrélation non nulle entre la perturbation aléatoire  $\varepsilon$  et le prix marginal, d'une part, le D de Nordin d'autre part. Il en est de même du revenu des ménages qui, résultant d'une imputation, est entaché d'une erreur de mesure vraisemblablement corrélée avec  $\varepsilon$ . Il convient dès lors de procéder à l'estimation du modèle (21) avec une méthode de variables instrumentales. Afin de tenir compte de la présence d'hétéroscédasticité, on retient la méthode des moments généralisés optimale programmée dans TSP [2009]. En ce qui concerne le choix des instruments, les éléments de tarification sont recalculés en choisissant des niveaux fixes de consommation (Hausman et Wise [1976]), dans le cas présent les trois premiers quartiles de la distribution de la consommation dans notre échantillon. Le revenu imputé est instrumenté quant à lui par la méthode des rangs de Durbin [1954] en utilisant le rang de la classe de revenu déclarée par le ménage lors de l'enquête de première phase. Ces quatre variables instrumentales sont complétées par les sept variables exogènes du modèle (F, NANO, NAO, NENF, JARDIN, PISCINE, CLIMAT) et par une variable dichotomique indiquant s'il y a ou non assainissement. La validité de ces douze instruments est vérifiée au moyen du test de sur-identification de Hansen.

## 5 Résultats empiriques

Le tableau 2 présente l'estimation des paramètres de plusieurs spécifications de la demande d'eau issue du système quadratique de dépenses formulé en 4.1, avec une consommation d'eau mesurée en litres/jour et un revenu corrigé mesuré en €/jour. On présente également la statistique de Hansen, qui permet de vérifier la pertinence des onze variables instrumentales utilisées par le test des restrictions suridentifiantes, ainsi que le coefficient de détermination ajusté qui permet de comparer, du point de vue de l'adéquation à l'échantillon, des spécifications comportant un nombre différent de paramètres.

La première spécification présentée inclut toutes les variables du système de dépenses quadratique avec un revenu excédentaire corrigé de l'abonnement  $F$  et du D de Nordin. Plusieurs paramètres apparaissent alors non significatifs, voir incohérents du point de vue des valeurs attendues a priori (*cf.* notamment les valeurs obtenues pour  $\delta_1$  et  $\Gamma$ ). Ceci a conduit à éliminer pas à pas un certain nombre de variables explicatives en tenant compte à la fois de la cohérence économique et de la significativité statistique de leur coefficient. Après plusieurs estimations préliminaires, le choix a été fait de retirer la variable PISCINE de la liste des variables explicatives (modèle II), puis d'éliminer une à une sur la base de la P-valeur la plus forte les variables dont le coefficient est statistiquement non significatif. On aboutit ainsi aux spécifications V et VI avec les mêmes déterminants de la consommation obligée que sont le nombre d'adultes non occupés (NANO), le nombre d'enfants (NENF), le jardin (JARDIN) et la fréquence de jours sans pluie durant la période de facturation (CLIMAT). Ces deux modèles



se différencient par la forme de la courbe d'Engel qui est, dans chaque tranche de consommation, croissante et concave sous la spécification V, croissante et linéaire sous la spécification VI, ce qui implique des effets prix et revenus différents. On notera alors la qualité relativement satisfaisante de l'ajustement compte tenu de la nature des données qui sont issues d'une enquête. Les  $R^2$  ajustés en particulier sont à 0.36 et les coefficients estimés ont les signes attendus et sont statistiquement significatifs, à des niveaux de signification pour la plupart très faibles, à l'exception toutefois du coefficient  $\beta_2$ . Le léger accroissement du  $R^2$  ajusté qu'entraîne l'élimination de ce coefficient témoigne alors du peu d'intérêt que présente la prise en compte d'une non linéarité de la courbe d'Engel pour l'analyse empirique des effets prix et revenu que l'on peut faire reposer dès lors sur la seule spécification linéaire. On ajoutera que les résultats du test de Hansen confirment la validité des instruments retenus pour le prix marginal et le revenu corrigé.

## 5.1 L'importance des consommations obligées

Les estimations des paramètres  $c_1$ ,  $c_{20}$ ,  $c_{21}$ ,  $\delta_1$ ,  $\delta_2$  et  $c_3$  permettent d'apprécier l'importance de la consommation obligée en eau, c'est-à-dire la partie de la demande qui n'est pas sensible, dans le cas présent à court-terme au moins, aux prix et au revenu.

1. Les estimations des coefficients  $c_1$ ,  $c_{21}$  et  $\delta_2$  sont statistiquement significatives et robustes à la spécification retenue. Comme dans Gaudin et alii [2001], la dépense minimale pour la consommation des autres biens  $\Gamma$  est fixée quant-à-elle à 0, suite à des estimations montrant sa non significativité.
2. Le paramètre  $c_1$  donne l'augmentation de la consommation en eau du ménage qui fait suite à la présence d'un adulte additionnel, non occupé, au sein du foyer (c'est donc soit un inactif, soit un chômeur). L'estimation obtenue qui est remarquablement stable dans toutes les spécifications estimées est à 175 l/j pour la spécification quadratique V, 176 l/j pour la spécification linéaire VI. Ces valeurs semblent raisonnables au regard des chiffres fournis par le Centre d'Information sur l'Eau<sup>13</sup>.
3. Le coefficient  $\delta_1$  qui mesure le poids d'un adulte occupé, relativement à celui d'un adulte non occupé, est non significatif dans toutes les spécifications de sorte qu'un adulte en plus, dès lors qu'il exerce une activité professionnelle, n'a pas d'impact sur la consommation obligée. Compte tenu du point précédent, ceci met en avant l'importance de la présence au domicile comme déterminant de la consommation d'eau. Ainsi, un individu au chômage qui retrouverait un emploi fait baisser la consommation

---

<sup>13</sup>Selon le Centre d'Information sur l'Eau, un bain requiert entre 120 et 200 litres d'eau, une douche de 4 à 5 minutes entre 60 et 80 litres, une vaisselle à la main entre 10 et 40 litres et une chasse d'eau entre 6 et 12 litres.

du ménage avec une variation d'importance puisqu'elle est précisément égale à la valeur du coefficient  $c_1$ , soit entre 175 et 176 l/j en moyenne.

4. Le coefficient  $\delta_2$  qui mesure le poids d'un enfant, relativement toujours à celui d'un adulte non occupé, n'est pas significatif dans le modèle quadratique et il le devient dans le modèle linéaire. Dans cette spécification, chaque enfant contribue donc à augmenter la consommation obligée des ménages à hauteur de 65 l/j. On soulignera que la valeur estimée de ce coefficient d'équivalence est proche de celle qui est retenue dans l'échelle d'Oxford (0.5 par enfant de moins de 14 ans, le premier adulte étant compté 1).
5. Il est difficile de conclure sur le rôle joué par la piscine. D'un côté, la mesure de l'équipement, sous la forme d'une variable indicatrice indiquant la présence ou non de cet équipement, ne semble pas suffisamment précise pour que soit bien mesuré l'effet de cet équipement. De l'autre, il n'est pas certain non plus que la gestion quotidienne de cet équipement, une fois la mise en eau effectuée, se traduise par une consommation régulière accrue. Pour ces raisons, ce paramètre à compter de la spécification II a été posé égal à 0. On peut penser qu'une mesure plus précise de cet équipement, tenant compte notamment de sa taille, devrait permettre de conclure quant à son impact réel sur la consommation.
6. Les estimations mettent en évidence l'importance des usages extérieurs dans la consommation. Ainsi, le coefficient  $c_{21}$  qui mesure l'effet du climat sur la consommation obligée, cela en rapport avec la présence d'un jardin, prend une valeur de 359 l/j sous la spécification quadratique V, de 400 l/j sous la spécification linéaire. Ces chiffres signifient que, partant d'une situation où il y aurait une absence de pluie sur la période d'observation (la variable CLIMAT prend alors la valeur 1), les ménages apporteraient au quotidien un volume d'eau de la valeur du coefficient  $c_{21}$  à l'entretien de leur jardin. La fréquence des précipitations étant dans les faits non nulle, de 58% en moyenne pour les ménages de l'échantillon, les apports estimés sont toutefois plus faibles avec une valeur moyenne à 208 l/j ou 232 l/j selon que l'on retienne la spécification linéaire ou quadratique. Les consommations par tête se fixant dans l'échantillon à 276 l/j pour les ménages qui ont un jardin contre 145 l/j pour ceux qui n'en ont pas, le jardin apparaît ainsi comme un facteur de forte consommation. Par ailleurs, l'habitat individuel étant particulièrement développé à La Réunion (au-delà des 70%), cette variable rend vraisemblablement compte d'une part importante de l'écart de consommation qui est observé avec la France métropolitaine.
7. Il est aussi à noter que l'on dispose d'une information sur l'exploitation ou non par le ménage d'un potager. L'ajout de cette variable dans la spécification de la consommation obligée n'a pas révélé un effet statistiquement significatif, ce qui laisse à penser que les usages extérieurs de l'eau sont

surtout tournés vers une fonction d’agrément que fournit le jardin (et non vers une production domestique).

8. Pour finir, on soulignera que ce qui joue un rôle est bien la fréquence des précipitations et non l’importance de la pluviométrie, ce qui est également constaté dans plusieurs contributions (Martinez-Espineira [2002], Schleich et Hillenbrand [2009]). De plus, ce facteur jouant uniquement lorsque l’on dispose d’un jardin, les estimations montrent que les ménages conditionnent leurs décisions d’arrosage non pas sur le niveau des précipitations mais bien sur le simple fait qu’il ait plu ou pas.

Au total, ces différents éléments se combinent pour donner lieu à des niveaux de consommation obligée dont on peut considérer qu’ils sont importants. La moyenne de ces consommations dans l’échantillon se fixe en effet à 465 l/j avec des valeurs “hautes”, entre 500 et 750 l/j, fréquemment observées (voir la figure 2). Parallèlement, il s’avère que ces consommations obligées sont significativement plus importantes dans l’Ouest de l’île (517 l/j en moyenne) et moindres dans l’Est (340 l/j), là où la pluviométrie est la plus forte. On observe également une différence significative selon la taille des familles (578 l/j pour les ménages à 3 enfants et plus contre 437 l/j pour les ménages sans enfant et 480 l/j pour les familles à 1 ou 2 enfants).

## 5.2 Les effets prix et revenu

**L’effet revenu** Dans le cas d’une spécification linéaire, la mesure de l’effet revenu repose sur l’estimation du coefficient  $\beta_1$  qui s’interprète comme un coefficient budgétaire marginal, donnant la part d’un euro supplémentaire qui est consacrée à l’augmentation de la consommation d’eau. L’estimation obtenue ( $\hat{\beta}_1 = 0.0029$ ) établit alors que la dépense ainsi que la consommation (*cf.* eq. (9)) augmentent toutes deux avec le revenu. Parallèlement, le calcul des propensions marginales à consommer et des élasticités-revenus qui sont spécifiques à chaque ménage indique que les variations de la consommation sont de faibles ampleurs, caractérisant ainsi l’eau comme un bien nécessaire et/ou dans lequel les habitudes de consommation sont fortes.

1. Dans le cas d’une spécification linéaire, la propension marginale à consommer (PMC) pour une consommation  $q \in ]k_{j-1}, k_j[$  se calcule de façon simple en faisant :

$$\text{PMC} = \frac{\beta_1}{\pi_j}$$

Ce coefficient permet à son tour de mesurer l’accroissement de la consommation du ménage (en l/j) lorsque son revenu (en €/j) s’accroît d’un montant donné  $\Delta$  en faisant  $\text{PMC} \times \Delta$ . Cette augmentation de la consommation est alors constante à l’intérieur d’une même tranche de tarification mais devient plus faible lors du passage dans une tranche supérieure dans laquelle le prix marginal est plus élevé. La consommation d’eau d’un ménage étant une fonction croissante de son revenu, un accroissement du

pouvoir d'achat peut dès lors augmenter plus fortement la consommation de ménages dont les revenus seraient faibles (et qui se situeraient, en conséquence, dans une tranche de tarification où le prix de l'eau serait bas) que celle de ménages aisés dont le revenu les positionnerait dans des tranches où les prix marginaux sont élevés. La conséquence en est que toute politique tarifaire visant à réduire la consommation d'eau à travers un effet revenu, telles l'augmentation de l'abonnement ou la réduction de la taille des tranches, aura un impact plus important sur les petits consommateurs.

2. Ces points étant précisés, le tableau 3 présente les caractéristiques de la distribution des augmentations de la consommation journalière d'eau des ménages de l'échantillon Factures, calculées pour une augmentation de leur revenu de 100 €/mois, en utilisant l'estimation  $\hat{\beta}_1 = 0.0029$  (cf. la spécification VI du tableau 2). Globalement, ces variations de la consommation sont alors faibles avec une médiane à 11.3 l/j et une moyenne à 13.2 l/j. La dispersion de ces effets en variant de 4 à 36.5 l/j est toutefois relativement importante. De plus, pour le dernier quartile, les hausses qui correspondent, par construction, aux prix marginaux les plus bas (de 0.27 €/m<sup>3</sup> à 0.58 €/m<sup>3</sup>) sont supérieures à 16.6 l/j. A l'inverse, pour le premier quartile, les hausses qui correspondent aux prix marginaux les plus élevés (de 0.99 €/m<sup>3</sup> à 2.4 €/m<sup>3</sup>) sont inférieures à 9.8 l/j.
3. Contrairement à la propension marginale à consommer, l'élasticité-revenu de la demande d'eau est une grandeur sans dimension (nombre pur) qui permet de mesurer le taux d'accroissement  $dq/q$  de la consommation du ménage suite à une augmentation proportionnelle  $dR/R$  de son revenu. Sous la spécification linéaire et pour une consommation située en tranche  $j$ , cette dernière, notée ER, se calcule précisément comme :

$$ER = \frac{\beta_1 R}{\pi_j q} = \frac{\beta_1}{\beta_1 + \frac{(1 - \beta_1) \pi_j c - \beta_1 (F - D_j + \Gamma)}{R}}$$

Comme apparent, cette élasticité spécifique à chaque ménage est le rapport du coefficient budgétaire marginal  $\beta_1$  à la part de la dépense  $\pi_j q$  dans le revenu  $R$ . Cette dernière étant toujours supérieure à  $\beta_1$  dès lors que  $q > c$ , on a  $0 < ER < 1$  faisant de l'eau un bien de première nécessité inélastique au revenu mais dont la valeur peut varier sensiblement en fonction de la situation socio-économique du ménage.

4. Dans le cadre de la spécification retenue pour laquelle la valeur du paramètre  $\beta_1$  est faible et  $\Gamma = 0$ , les valeurs prises par l'élasticité-revenu dépendent essentiellement de deux facteurs que sont le revenu du ménage  $R$  et la dépense pour l'achat, au prix marginal, de la consommation obligée  $\pi_j c$ . Le premier facteur jouant (localement) à la hausse<sup>14</sup> et le second à la

<sup>14</sup>Localement, c'est-à-dire en considérant des augmentations du revenu qui maintiennent le ménage dans la même tranche tarifaire.

baisse, il apparaît que la seule prise en compte du revenu du ménage ne suffit pas pour expliquer le niveau de son élasticité-revenu, i.e. deux ménages aux revenus fort différents peuvent avoir une même valeur de ER en raison de différences importantes dans le prix marginal et/ou dans la consommation obligée. D'autre part, le prix marginal de l'eau étant corrélé positivement avec le revenu, car un revenu élevé en stimulant une consommation d'eau accrue fait accéder certains ménages à des tranches de tarification où le m<sup>3</sup> d'eau est plus cher, la progressivité du tarif tend à réduire certaines valeurs de ER. Pour finir, la nature des déterminants de la consommation obligée (taille et composition de la famille, jouissance ou non d'un jardin) ne permettant pas de préjuger du signe de la corrélation entre cette même variable et le niveau de revenu, il n'est dès lors pas acquis que les ménages qui ont les niveaux de revenus les plus élevés soient également ceux pour lesquels l'élasticité-revenu est la plus forte.

5. Le tableau 3 présente alors les caractéristiques de la distribution de l'élasticité-revenu des ménages de l'échantillon Factures. Comme celle de la propension marginale à consommer cette distribution est asymétrique à droite avec une médiane à 0.31 et une moyenne à 0.36. La dispersion est de plus importante avec des valeurs qui varient de 0.03 à 1. L'examen des données montre alors que le premier quartile de factures, pour lesquels l'élasticité-revenu est inférieure à 0.17, est composé de ménages plutôt modestes (828 euros de revenu par mois en moyenne) et dont les consommations obligées sont plutôt élevées (652 l/j en moyenne, ce qui est largement supérieur à la moyenne calculée sur l'ensemble de l'échantillon (465 l/j)). A l'inverse, le dernier quartile pour lequel l'élasticité-revenu est supérieure à 0.51 comprend des ménages plutôt aisés (plus de 3800 € de revenu par mois en moyenne) et dont les consommations obligées sont faibles (275 l/j en moyenne). En dépit de cette forte hétérogénéité et tant bien même elles ne sont pas directement comparables<sup>15</sup>, les valeurs centrales de la distribution restent toutefois proches des estimations qui sont proposées dans la littérature (*cf.* notamment Nauges et Thomas [2003] qui estiment, à partir de données communales, l'élasticité-revenu de court-terme à 0.40, celle de long terme à 0.51, et la méta-analyse de Dalhuisen et alii [2003] pour qui la moyenne des élasticités-revenu est à 0.43, la valeur médiane à 0.41).

**L'effet prix** La mesure de l'effet prix renvoie au calcul des élasticités de la demande d'eau par rapport aux prix du tarif. La complexité du système de tarification fait toutefois que plusieurs mesures de la sensibilité au prix peuvent être définies.

---

<sup>15</sup>La comparaison de nos élasticités individuelles avec celles de la littérature est délicate lorsqu'il s'agit d'élasticités estimées d'après des données agrégées ou semi-agrégées (par exemple municipales). Ces dernières sont en effet une moyenne d'élasticités individuelles pondérées par la part de la consommation d'eau de chaque ménage dans la consommation totale d'eau de la population de ménages sur laquelle les données agrégées ou semi-agrégées sont collectées.

1. Très naturellement, la première renvoie à l'effet sur la consommation d'une augmentation du prix du  $m^3$  dans la tranche dans laquelle la consommation du ménage se situe (comme discuté en 2.1, c'est en effet cette variable qui joue, du point de vue théorique, le rôle du prix). Ceci conduit à la notion d'élasticité-prix marginal (EPM) qui se calcule, sous la spécification linéaire, au moyen de la formule :

$$\text{EPM} = -\frac{\beta_1(R - F + D_j - \Gamma - \pi_j k_{j-1})}{\pi_j q} \quad (22)$$

Comme l'élasticité-revenu, cette élasticité-prix marginal est spécifique à chaque ménage et prend une valeur qui diffère en fait peu de la première. Dans le cadre de la spécification retenue où  $\Gamma = 0$ , les deux élasticités sont en effet liées par la relation :

$$\text{EPM} = -h_j \text{ER} \quad (23)$$

avec des coefficients  $h_j \equiv (R - F + D_j - \pi_j k_{j-1}) / R$  qui sont empiriquement proches de 1. Dès lors, les remarques formulées précédemment et touchant aux valeurs de l'élasticité-revenu s'appliquent également ici.

2. L'analyse de la distribution de l'élasticité-prix marginal des ménages de l'échantillon Factures présentée dans le tableau 3 confirme cette liaison forte avec une valeur absolue de l'élasticité-prix marginale qui est très légèrement inférieure à celle de l'élasticité-revenu pour la très grande majorité des ménages. Les valeurs de cette élasticité varient de  $-1$  à  $-0.03$ , avec une moyenne à  $-0.36$  et une médiane à  $-0.30$ . Tant bien même elles ne sont pas directement comparables (voir la note de bas de page n°14), ces valeurs dont on peut considérer qu'elles sont faibles pour la plupart des ménages de l'échantillon Factures sont conformes aux résultats de la littérature (*cf.* notamment les estimations sur données françaises de Nauges et Thomas [2000] qui estiment l'élasticité-prix de court terme à  $-0.26$ , celle de long-terme à  $-0.40$  ainsi que la méta-analyse de Dalhuisen et alii [2003] pour qui la moyenne des élasticités-prix est à  $-0.41$ , la médiane à  $-0.35$ ).
3. A ce stade, il convient toutefois de faire attention à l'interprétation et à l'application de l'EPM qui ne sont pas directes. En effet et dans la mesure où une élasticité-prix marginal est calculée *ceteris paribus*, il est bien question d'une augmentation du prix marginal, c'est-à-dire d'une augmentation du prix du  $m^3$  dans la tranche de consommation  $T_j$  au sein de laquelle se situe le ménage et ce sans variation des prix inframarginaux  $\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_{j-1}$ . L'état de la réglementation confère alors à l'exercice un caractère artificiel. Les ménages se situant dans des tranches de consommation différentes, le calcul des EPM revient en effet à examiner les effets sur la consommation d'une augmentation ciblée du prix de l'eau<sup>16</sup>, ce qui

<sup>16</sup>En d'autres termes, un ménage situé en tranche 2 verrait le prix du  $m^3$  dans la tranche 2,  $\pi_2$ , augmenter mais pas  $\pi_1$ , tandis qu'un ménage situé en tranche 3 verrait celui de la tranche 3,  $\pi_3$ , augmenter mais pas  $\pi_1$  et  $\pi_2$ , etc..

est contradictoire avec le principe d'égalité devant le service public auquel doit obéir la tarification.

4. Dans ces conditions et compte tenu de la grande diversité des tarifs qui sont pratiqués à La Réunion, il semble plus satisfaisant pour pouvoir apprécier la sensibilité de la demande au prix de calculer les effets sur les consommations d'une même variation, absolue ou relative, des paramètres de prix qui rentrent dans la définition du tarif. Dans le premier cas, l'augmentation de tous les prix  $\pi_1, \pi_2, \dots$  d'un même montant  $d\pi_1 = d\pi_2 = \dots$  se traduit par une augmentation du prix marginal  $\pi_j$  sans modification du D de Nordin. Dans le second en revanche, une variation équiproportionnelle de tous les prix de  $d\pi_1/\pi_1 = d\pi_2/\pi_2 = \dots$  fait que le prix marginal et le D de Nordin varient tous deux de  $d\pi_j/\pi_j$ . On est ainsi conduit à deux notions d'élasticité-prix totale, nommées EPTA et EPTR, dont les expressions sous la spécification linéaire sont données par :

$$\text{EPTA} = -\frac{\beta_1(R - F + D_j - \Gamma)}{\pi_j q} \quad (24)$$

$$\text{EPTR} = -\frac{\beta_1(R - F - \Gamma)}{\pi_j q} \quad (25)$$

et pour lesquelles on a (lorsque  $\Gamma = 0$ ) :

$$\text{EPTA} = \frac{R - F + D_j}{R - F + D_j - \pi_j k_{j-1}} \text{EPM} \quad (26)$$

$$\text{EPTR} = \frac{R - F}{R - F + D_j} \text{EPTA} \quad (27)$$

Ces diverses formules montrent que ces deux notions d'élasticité-prix fournissent des valeurs qui vont être empiriquement peu différentes de celles obtenues lorsque l'on fait usage de l'élasticité-prix marginal. Le tableau 3 qui donne les statistiques descriptives des séries ainsi générées montrent alors qu'elles sont effectivement quasi-identiques.

### 5.3 Implications pour la décision publique

Comme l'établit l'analyse des élasticités-prix calculées pour l'échantillon Factures, les sensibilités de la demande aux prix, marginaux ou inframarginaux, sont plutôt faibles. Bien que non directement extrapolables à la population réunionnaise, ces valeurs font que les baisses de la consommation que l'on peut espérer pour des variations socialement acceptables des tarifs sont d'une ampleur limitée et, réciproquement, qu'il faut des accroissements marqués des prix pour obtenir des réductions substantielles de la consommation. De ce point de vue, les ménages résidant à La Réunion n'ont pas un comportement différent de celui des ménages résidant en France métropolitaine. S'agissant de l'eau potable,

toutes les études nationales s'accordent en effet sur une faible élasticité-prix de la demande.

Par la suite, il est vraisemblable que le bas niveau du prix de l'eau à La Réunion concourt à cette faible sensibilité. Un premier élément qui va en ce sens est le constat selon lequel les élasticités-prix sont (normalement) nettement plus fortes lorsque les usages extérieurs sont importants (Howe et Linaweaver [1967], Foster et Beattie [1979], Renwick et Green [2000]) et cela vaut aussi pour les tarifications progressives (Dalhuisen et alii [2003]). Le fait que les estimations obtenues pour La Réunion soient proches de celles obtenues pour la France métropolitaine signale, de ce point de vue, une moindre sensibilité. Parallèlement, les consommations obligées d'eau qui sont prédites par le modèle vont aussi en ce sens. Ainsi, si les marges de manœuvre sont certaines pour un grand nombre de ménages (la part de la consommation obligée des ménages dans leur consommation totale est à 64%, en moyenne, dans l'échantillon), les niveaux de ces mêmes consommations, regardées comme incompressibles par le modèle, sont également pour un nombre non négligeable d'entre elles par trop importants pour pouvoir être considérés comme relevant des seuls usages de base. Le tarif jouant nécessairement pleinement son rôle à compter d'un certain niveau, ces éléments laissent alors à penser que le prix de l'eau, compte tenu de son faible niveau à La Réunion, serait pour certains ménages en-deçà d'un seuil de sensibilité à compter duquel ils feraient attention à leur consommation<sup>17</sup>.

Parallèlement, cette faible sensibilité au prix et la part importante des consommations obligées pour un grand nombre de ménages dont les consommations ne semblent pas excessives laissent aussi à penser qu'il n'est pas possible pour un décideur public, compte tenu du contexte local qui est marqué par un fort taux de pauvreté, de tout miser sur le prix pour faire baisser la consommation de 30% sur 20 ans. A l'instar de Martínez-Espiñeiras et Nauges [2004], il semble donc opportun d'accompagner les augmentations de prix d'autres mesures touchant ici aux équipements et à la sensibilisation à de bonnes pratiques. Dans cette perspective, l'importance du jardin comme déterminant de la consommation indique que l'effort doit porter sur les usages extérieurs avec, en particulier, des dispositifs incitant les ménages à s'équiper de systèmes de récupération d'eau de pluie et d'arrosage au goutte à goutte<sup>18</sup>. Il est alors à noter que l'expérience de la France métropolitaine des années 90 va aussi en ce sens. Ainsi, les spécialistes s'accordent pour considérer que, compte tenu de la faible sensibilité de la demande au prix, la seule hausse des tarifs n'est pas suffisante pour rendre compte de la baisse de la consommation qui a été observée durant cette période. Nauges

---

<sup>17</sup>La contribution de Limam [2007] sur la tarification super-progressive de l'eau en Tunisie va aussi en ce sens. L'élasticité-prix passe de  $-0.4$  dans la première tranche du tarif (de 0 à 20 m<sup>3</sup>) à  $-1.5$  dans la dernière (150 m<sup>3</sup> et plus) avec un prix de l'eau qui varie d'un facteur 1 à 6 (d'un facteur 1 à 2.27 pour le tarif le plus progressif à La Réunion). On notera alors la spécificité de ce mode de tarification qui fait payer la totalité de la consommation au prix de la dernière tranche atteinte.

<sup>18</sup>L'impact des politiques publiques subventionnant du matériel d'irrigation économe en eau dans le secteur agricole est étudié dans Binet et Richefort [2011].



et Thomas [2000], en exploitant des données communales, montrent notamment que la consommation d’eau est affectée par des effets temporels différenciés qu’ils attribuent alors aux impacts des campagnes de sensibilisation et au débat public qui a entouré les questions du prix et de la rareté de la ressource durant la période. Dans la même veine, Renwick et Green [2000] montrent, à partir de données sur les consommations de ménages californiens, que la mise en place de ces campagnes conduit à des réductions de la consommation de l’ordre de 10% en moyenne.

Dans ce cadre, la méthodologie développée dans ce papier trouve pleinement son rôle. Ainsi, elle permet tout d’abord de repérer les ménages a priori peu économes dont les niveaux de consommation seraient par trop éloignés des valeurs prédites par le modèle. D’autre part, elle permet également d’apprécier le caractère plus ou moins incitatif de la tarification en comparant les courbes d’Engel qui sont associées aux différents tarifs. Les figures 3-A et 3-B illustrent la nature de l’exercice en représentant, pour la première, l’évolution de la facture en fonction de la consommation et, pour la seconde, les courbes d’Engel de deux ménages ayant les mêmes caractéristiques mais faisant face à deux tarifs différents<sup>19</sup>. Compte tenu des comportements, on voit alors que les deux tarifs sont tout d’abord équivalents pour des bas niveaux de consommation mais qu’ils se différencient par la suite avec le tarif complexe qui est plus incitatif pour des consommations moyennes et moins incitatif pour des consommations élevées. Le résultat obtenu diffère alors sensiblement du jugement que l’on serait conduit à porter sur la base de la seule comparaison des factures. De ce point de vue, ces courbes d’Engel auxquelles conduit le modèle constituent un véritable outil d’aide à la décision dont l’application doit permettre de dessiner un tarif local de l’eau combinant, dans la lignée de l’engagement 42, des considérations d’équité et d’efficacité tout en respectant ce principe budgétaire qui veut que “*l’eau finance l’eau*”. Dans la même veine et couplé avec les données de l’enquête de première phase qui sont représentatives des caractéristiques des ménages réunionnais au niveau communal, le modèle économétrique fournit un outil de micro-simulation permettant de simuler l’impact de modifications tarifaires au niveau de l’échantillon de ménages de première phase et d’extrapoler, grâce à la méthodologie des sondages aléatoires, les résultats obtenus au niveau de la population réunionnaise tout entière.

## 6 Conclusion

L’île de La Réunion est un département dans lequel la consommation domestique d’eau potable est nettement au-dessus de la moyenne nationale avec, parallèle-

<sup>19</sup>Le premier tarif définit quatre tranches de consommation avec des seuils à 60, 120 et 180 m<sup>3</sup>, des prix du mètre cube, en euro, à 0.7296, 0.9642, 1.1364, 1.2628 et un montant de l’abonnement à 10.35 (la période de facturation est d’un trimestre). Le second repose lui sur deux tranches de consommation avec un seuil à 180 m<sup>3</sup>, des prix du mètre cube à 0.9458 et 1.4064, et un montant de l’abonnement à 17.975. Les deux municipalités sont situées dans une même région.

ment, des prix qui sont nettement en deçà. En dépit de l'abondance naturelle de la ressource, l'inégale répartition dans le temps et dans l'espace de la pluviosité pose alors problème vis-à-vis de la bonne adéquation entre l'offre et la demande. D'autre part, la pression démographique et le développement (attendu) de la demande d'eau à des fins d'irrigation fait que l'île risque d'être confrontée, à terme, à des conflits d'usage sur la ressource. Dans ces conditions, il est naturel de vouloir accompagner les politiques d'offre de mesures de régulation visant à agir sur la demande. Cette combinaison d'instruments est en fait reconnu aujourd'hui comme absolument nécessaire à la bonne gestion de la ressource.

Dans ce contexte, la Direction de l'Environnement (Diren Réunion), a financé une enquête pour, d'une part, connaître les principaux déterminants de la consommation résidentielle d'eau à La Réunion, d'autre part, proposer des politiques d'économies de la ressource qui soient adaptées au contexte local. Cette enquête, réalisée auprès d'un échantillon de 2005 ménages, a permis de collecter 459 factures ainsi que les principales caractéristiques de ces ménages. Ces données mesurant des consommations réelles sont utilisées dans cet article pour estimer plusieurs spécifications d'un système non linéaire de dépenses. Ce modèle permet de différencier deux composantes dans la consommation dont une part rigide, dénommée consommation obligée, et une part variable. La première correspond à une consommation insensible aux déterminants économiques car liée à des besoins essentiels et à des habitudes en matière d'usage de l'eau fortement ancrées chez les ménages. La seconde varie avec le prix de l'eau et le revenu du ménage ; elle peut donc faire l'objet d'économies moyennant une politique de prix adaptée.

Les estimations sont effectuées par la méthode des moments généralisés en retenant le prix marginal comme indicateur du prix. Des instruments valides et pertinents sont utilisés pour les éléments de tarification et le revenu, collecté sous la forme d'une variable qualitative ordonnée sur cinq intervalles, puis estimé par imputation. Les résultats révèlent alors l'importance de la consommation obligée, 60% de la consommation totale en moyenne, et la faible sensibilité au prix de la demande. Ils soulignent également l'importance des usages extérieurs de l'eau qui, associés à la présence d'un jardin, mobilisent un peu plus de 200 litres par jour en moyenne. Les conséquences en sont que des variations mesurées des prix auront un impact limité sur la consommation et il convient, vis-à-vis d'un objectif affiché par les autorités locales de réduire sur 20 ans la consommation de 30%, d'accompagner les politiques tarifaires d'autres mesures ciblées plutôt sur le jardin. On pense notamment (*i*) à des campagnes d'information et de sensibilisation des ménages quant aux bonnes pratiques en matière d'arrosage du jardin et (*ii*) à des dispositifs (subventions, réglementation) incitant les ménages à investir dans des équipements économes en eau tels les systèmes de récupération d'eau de pluie et l'arrosage au goutte à goutte.

Pour conclure, on notera que ces résultats ont été obtenus en retenant le prix marginal comme variable de prix. L'hypothèse sous-jacente est donc que

le consommateur connaît parfaitement les éléments de la tarification de l'eau le concernant. Cette hypothèse, fréquemment posée dans la littérature, peut toutefois être testée en introduisant dans le modèle une variable de prix perçu (Shin ([1985], Nieswiadomy et Molina [1991])). Cette question se pose alors particulièrement ici compte tenu de la complexité du système de tarification qui peut compter jusqu'à quatre tranches de consommation. Par ailleurs, elle est également importante du point de vue de la politique de l'eau en posant la question de la bonne connaissance du prix de l'eau par le ménage. On peut notamment penser que, face à un tarif complexe, un ménage est susceptible de résumer les caractéristiques de ce dernier en faisant usage d'un prix moyen, ce qui l'amènerait alors à sous-estimer le prix (et à "sur-consommer") lorsque la tarification est progressive. Si tel est le cas, on peut vouloir également améliorer l'information du consommateur, ce qui pose alors la question du contenu et de la fréquence optimale de la facturation.

**Annexe : Tarif croissant et propriétés de la demande** Comme mentionné dans le texte, les propriétés de la demande sont simples à mettre en évidence une fois remarqué que les caractéristiques de la tarification se classent, au bout du compte, en deux catégories. La première est celle du prix, un rôle tenu par le prix du m<sup>3</sup> de la tranche dans laquelle le ménage se situe, ce dernier constituant en fait le coût de la consommation marginale (prix marginal). La seconde, à travers le remboursement virtuel  $D_j$ , est calculée à partir des caractéristiques inframarginales du tarif, ces dernières intervenant au final à travers un simple effet revenu. En considérant que l'élasticité revenu est positive, on met ainsi en évidence les propriétés suivantes pour un consommateur situé en tranche 2 :

- Un accroissement du prix de la tranche 1 se ramenant à un simple effet revenu, on s'attend à une réduction de la demande :

$$\frac{\partial q}{\partial \pi_1} = \frac{\partial \phi}{\partial \tilde{R}} \frac{\partial \tilde{R}}{\partial \pi_1} = - \frac{\partial \phi}{\partial \tilde{R}} k_1 < 0.$$

- Un accroissement du prix de la tranche 2 doit générer une réduction de la demande :

$$\frac{\partial q}{\partial \pi_2} = \frac{\partial \phi}{\partial \pi_2} + \frac{\partial \phi}{\partial \tilde{R}} k_1 = \frac{\partial q}{\partial \pi_2} \Big|_{du=0} - (q - k_1) \frac{\partial \phi}{\partial \tilde{R}} < 0$$

car pour une demande hicksienne :

$$\frac{\partial q}{\partial \pi_2} \Big|_{du=0} \leq 0.$$

- Un accroissement de la tranche  $k_1$ , en augmentant *in fine* le revenu de l'agent, doit générer une augmentation de la demande :

$$\frac{\partial q}{\partial k_1} = \frac{\partial \phi}{\partial \tilde{R}} \frac{\partial \tilde{R}}{\partial k_1} = \frac{\partial \phi}{\partial \tilde{R}} (\pi_2 - \pi_1) > 0.$$

- Un accroissement du prix de la tranche 3 est neutre et de même pour le seuil séparant la tranche 2 de la tranche 3 :

$$\frac{\partial q}{\partial \pi_3} = \frac{\partial q}{\partial k_2} = 0.$$

Si maintenant le consommateur se situe en tranche 3 :

- le prix est joué par le coût du m<sup>3</sup> dans la tranche 3, soit  $\pi_3$  ;
- un accroissement du prix de la tranche 1 ou de la tranche 2 véhicule un effet revenu négatif qui va tirer la consommation vers le bas ;
- inversement pour l’augmentation des seuils  $k_1$  et  $k_2$  (les effets revenus sont alors positifs) ;
- les paramètres des tranches supérieures n’ont pas d’impact sur la consommation

et ainsi de suite.

## Références

1. Agthe D.E et 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.
2. Arbuès F., Garcia-Valiñas M.A et Martinez-Espiñeira R. [2003], “Estimation of residential water demand: a state-of-art review”, *Journal of Socio-Economics*, 32, pp. 81-102.
3. Billings R.B. [1982], “Specification of block rate price variables in demand models”, *Land Economics*, 58 [3], pp. 386-393.
4. Billings R.B. et Agthe D.E. [1980], “Price elasticities for water : a case of increasing block rates”, *Land Economics*, 56 [1], pp. 73-84.
5. 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.
6. Binet M.E et Richefort L. [2011], “Diffusion of irrigation technologies : the role of mimicking behavior and public incentives”, *Applied Economic Letters*, vol 18, 1, pp. 43-48.
7. Bound J, Jaeger D A et Baker R M [1995], “Problems with instrumental variables estimation when the correlation between the instruments and the endogeneous explanatory variable is weak”, *Journal of the American Statistical Association*, 90, 430, pp. 443-50.

8. Carlevaro F. [1976], "A Generalization of the Linear Expenditure System", in *Private and Enlarged Consumption: Essays in Methodology and Empirical Analysis*, ed. by L. Solari and J.-N. Du Pasquier, North-Holland, Amsterdam, 1976, pp. 73-92.
9. Carlevaro F. [1977], "Note sur les fonctions de consommation en prix et revenu réels de Fourgeaud et Nataf", *Econometrica*, 45 [7], pp. 1639-1650.
10. Carlevaro F. [1982], "A Nonlinear Expenditure System: Qualitative Analysis and Experiments with Canadian Data, 1947-1977", in *Qualitative and Quantitative Mathematical Economics*, ed. by J.H.P. Paelinck, Martinus Nijhoff, La Hague, 1982, pp. 49-86.
11. Carlevaro F, Schlessor C., Binet M.-E. et Paul M. [2007], "Econometric Modeling and Analysis of Residential Water Demand Based on Unbalanced Panel Data", *Priladniaya Ekonometrika (Applied Econometrics)*, 4 (8), Market DS, Moscow, pp. 81-102.
12. DAF Réunion [2007], *Services publics d'alimentation en eau potable et services publics d'assainissement collectif à La Réunion Données annuelles, exercice 2005*.
13. Dalhuisen J M, Florax R J G, De Groot H L F et Nijkamp P [2003], "Price and income elasticities of residential water demand: a meta analysis", *Land Economics*, 79 [2], pp. 292-308.
14. Dandy G., Nguyen T. et Davies C. [1997], "Estimating residential water demand in the presence of free allowances", *Land Economics* 73 [1], pp. 125-139.
15. Deaton A. [1986], "Demand Analysis", in *Handbook of Econometrics*, Vol. III, éd. Par Z. Griliches et M.D. Intriligator, Elsevier Science Pub., pp. 1767-1839.
16. Durbin J. [1954], "Error in Variables", *Review of the International Statistical Institute*, 22, pp. 23-32.
17. Foster H.S.J. et Beattie B.R [1979], "Urban residential demand for water in the United States", *Land Economics*, 55[1], pp. 43-58.
18. Foster H.S.J. et 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.
19. Gaudin S., Griffin R.C. et Sickles R.C. [2001], "*Demand Specification for Municipal Water Management : Evaluation of the Stone-Geary Form*", *Land Economics*, 77 [3], pp. 399-422.
20. Hausman J A et 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.

21. Hewitt, J.A. [1994], “*Three Stochastic Specifications of a Discrete/Continuous Choice Model of Demand Under Block Rate Pricing*”, Staff Paper No. 94-6, Department of Agricultural Economics and Econometrics, Montana State University, Bozeman.
22. Hewitt J.A. et Hanemann W.M. [1995], “A discrete/continuous choice approach to residential water demand under block rate pricing”, *Land Economics* 71 [2], pp. 173–192.
23. Howe C. W. et Linaweaver F.P. [1967], “The Impact of Price on Residential Water Demand and its Relation to System Design and Price Structure”, *Water Resources Research*, 3 [1], pp. 1332.
24. ifen [2007-a], “La facture d’eau domestique en 2004, 177 euros par personne et par an”, le 4 pages | ifen, n°117, mars 2007, Coutellier A. et Le Jeannic F.
25. ifen [2007-b], Les services publics de l’eau en 2004 - volet eau potable, les dossiers | ifen 2007, n°7, octobre 2007.
26. INSEE Réunion [2008], Tableau Economique de La Réunion 2006.
27. Klein L.R. et Rubin H. [1947 / 48], “A Constant-Utility Index of the Cost of Living”, *The Review of Economic Studies*, 38, pp. 84-87.
28. Limam A. [2007], “Tarification progressive, outil de gestion de la demande en eau : cas de l’eau potable en Tunisie”, communication au colloque du Plan Bleu “Gestion de la demande en eau en Méditerranée, progrès et politiques”, Zaragoza.
29. Lyman R.A. [1992], “Peak and off-peak residential water demand”, *Water Resources Research*, 28 [9], pp. 2159–2167.
30. Martinez-Espiñeiras R. [2002], “Residential water demand in the north-west of Spain”, *Environmental and Resource Economics*, 21[2], pp. 161-187.
31. Martinez-Espiñeiras R. et Nauges C. [2004], “Is really domestic water consumption sensitive to price control? An empirical analysis”, *Applied Economics*, 36 [15], pp. 1697-1703.
32. Miaou S.P. [1990], “A class of time-series urban water demand models nonlinear climatic effects”, *Water Resources Research*, 26 [2], pp. 169–178
33. Moffitt R. [1990], “The Econometrics of Kinked Budget Constraints”, *The Journal of Economics Perspectives*, vol 4, n02, pp. 119-139.
34. Nauges C. et Thomas A. [2000], “Dynamique de la consommation d’eau potable des ménages : une étude sur un panel de communes françaises”, *Economie et Prévision*, n°143 – 144, pp. 175-184.

35. Nauges C. et Reynaud A. [2001], “Estimation de la demande domestique d’eau potable en France”, *Revue économique*, vol 52, n°1, pp. 165-185.
36. Nauges C. et Thomas A. [2003], “Long-run Study of Residential Water Consumption”, *Environmental and Resource Economics*, 26, pp. 25-43.
37. Nieswiadomy M.L et Molina D.J [1988], “Urban water demand estimates under increasing block rates”, *Growth and Change*, 19 [1], pp. 1-12.
38. Nieswiadomy M.L et Molina D.J [1991], “A note of price perception in water demand models”, *Land Economics*, 67 (3), pp. 352-59.
39. Nieswiadomy M.L. et Molina D.J. [1989], “Comparing residential water estimates under decreasing and increasing block rates using household data”, *Land Economics*, 65 [3], pp. 280–289.
40. Nordin J.A. [1976], “A proposed modification on Taylor’s demand analysis: comment”, *The Bell Journal of Economics*, 7[2], pp. 719-721.
41. Pôle environnement et développement durable [2005], “*Eléments de diagnostic sur la politique de l’eau à la Réunion*”, Contribution à l’élaboration du CPER-DOCUP 2006-2013 et à une future révision du SDAGE, Principales priorités des services de l’État, Préfecture de la Réunion, novembre 2005.
42. Renwick M.E. et Green R. [2000], “Do residential water demand side management policies measure up? An analysis of eight California water agencies”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 40 [1], pp. 37–55.
43. Samuelson P.A. [1947 / 48], “Some Implications of “Linearity””, *The Review of Economic Studies*, 38, pp. 88-90.
44. Schleich J. et Hillenbrand T. [2009], “Determinants of residential water demand in Germany”, *Ecological Economics*, 68 [6], pp. 1756-69.
45. SDAGE [2002], chapitre C Les orientations et mesures du SDAGE.
46. Shin J-S. [1985], “Perception of price when information is costly: Evidence from residential electricity demand”, *Review of Economics and Statistics*, vol. 67(4), pp. 591-98.
47. Stevens T.H, Miller J. et Willis C. [1992], “Effect of price on structure of residential water demand”, *Water resources Bulletin*, 28 [4], pp. 681-685.
48. Stone R. [1954], “Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: An Application to the British Pattern of Demand”, *Economic Journal*, 64, 255, pp. 511-527.
49. TSP International [2009], Reference manual, Version 5.1, TSP International, Palo Alto (CA 94306), 2009, 470 p.

50. Worthington A.C. et Hoffman M. [2008], “An empirical survey of residential water demand modelling”, *Journal of Economic Surveys*, vol. 22 [5], pp. 842-71.