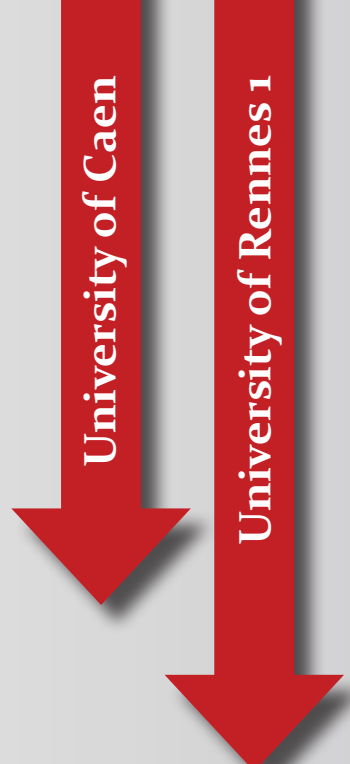




Centre de Recherche en Économie et Management
Center for Research in Economics and Management



La demande d'eau potable à La Réunion : Estimation à partir de données d'enquête

Marie-Estelle Binet

CREM UMR CNRS 6211, University of Rennes 1, France

Fabrizio Carlevaro

Département de sciences économiques (DESEC), Université de Genève

Michel Paul

CEMOI, Université de la Réunion

September 2013 - WP 2013-34

Working Paper

La demande d'eau potable à La Réunion

Estimation à partir de données d'enquête*

Marie-Estelle BINET[†] Fabrizio CARLEVARO[‡]
Michel PAUL[§]

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, qui sont en vigueur dans l'île. Cette modélisation permet de différencier dans la consommation totale 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 du prix de l'eau 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 total 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

[†]CREM, UMR CNRS 6211, Université de Rennes 1.

[‡]Département de sciences économiques (DESEC), Université de Genève.

[§]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 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 quant-à-elle 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 permettant 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, ce qui risque d’accentuer les déséquilibres si les consommations individuelles se maintenaient 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 m³ 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 m³ 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 ressource¹. 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 considéré comme 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]. En plus d’être fondé sur le plan microéconomique, cette spécification de la demande permet de décomposer la consommation en deux composantes. La première correspond à une consommation incompressible liée à des besoins essentiels et/ou à des habitudes en matière d’usage de l’eau qui sont fortement ancrées chez les ménages ; on parle alors de consommation obligée². La seconde est une partie

¹ 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.”

² Le concept de consommation obligée, initialement introduit par Samuelson [1947/48] dans

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 environ 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, ou de façon 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 grande majorité

un essai visant à interpréter les paramètres du système linéaire de dépenses proposé par 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.

des municipalités appliquent un prix du m³ constant (68% dans le cas de l'eau potable, 88% dans le cas l'assainissement selon l'ifen [2007-a]), toutes les communes réunionnaises utilisent un tarif croissant par blocs avec un prix du m³ 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 , le situe dans la tranche 1 et par :

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

si elle le situe en tranche 2, avec F le montant de l'abonnement, π_1 et π_2 les prix des m³ dans les tranches 1 et 2, et k le seuil de consommation au-delà duquel le prix du m³ 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 concave mais coudée en un niveau de consommation précisément égal à k (compte tenu de la majoration du prix du m³ 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 dernier 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.

Par la suite, si on conçoit que la consommation ne va dépendre, en une solution de type A, que de F et de π_1 , on pressent que l'ensemble des caractéristiques du tarif (F , π_1 , π_2 et k) vont, en revanche, jouer un rôle en une solution de type 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 π_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 π_1 (et non π_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^3 dans la tranche dans laquelle l'agent se situe, soit ici π_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 π_1 ou de k agissent ainsi à travers un effet revenu uniquement tandis que le prix π_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 quelconque de tranches $T_j = [k_{j-1}, k_j[$, $j = 1, 2, \dots$ avec $k_0 = 0$, de sorte que, pour une 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 :

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

En revanche, $q = k_{j-1}$ pour tout $R \in [\overline{R}_{j-1}, \underline{R}_j]$ car la non dérivabilité de la contrainte de budget en $q = k_{j-1}$ fait que le ménage n'est pas incité, en ce point de la tranche T_j , à accroître sa consommation d'eau tant que le taux marginal

de substitution, de q par x , reste inférieur au prix relatif π_j/p , ce qui est le cas en tout point du segment BD de la figure 1³.

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 le fait de faire la vaisselle dans un bac et non à l’eau courante par exemple). Pour finir, on peut vouloir tenir compte aussi du statut par rapport à l’emploi des membres de la famille, la présence au foyer étant vraisemblablement plus forte lorsque l’individu n’a pas d’activité professionnelle. On attend alors de ce dernier facteur qu’il tende à 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 Réunion⁴, 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 comme les

³Compte tenu de la progressivité du tarif, $\bar{R}_{j-1} < \underline{R}_j < \bar{R}_j$ si la fonction de demande (5) est strictement croissante en R dans un intervalle contenant les solutions des équations (6). On notera également que la convexité de l’ensemble de budget et la stricte quasi-concavité de la fonction d’utilité garantissent l’existence et l’unicité de la solution.

⁴Selon 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.

lave-linge, les lave-vaisselle, les équipements sanitaires constituent également des déterminants potentiels.

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 bien encore le lavage des voitures (effet négatif de la pluviométrie). À l'inverse, on peut penser que les températures ou 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 en raison non seulement du climat mais aussi parce que le jardin est d'une importance particulière dans la culture créole. Pour finir, La Réunion connaissant, en dépit de sa petite taille, une grande variété de climats, les facteurs climatiques peuvent être aussi à la source de différences de consommation importantes entre les 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-transpiration⁵. 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

⁵L'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 m², une évapotranspiration à 5 mm requiert un apport journalier de 500 litres, soit 1/2 m³ d'eau).

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.

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 fermières⁶ 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 alors 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%.

⁶ Si la responsabilité du service public de l'eau revient aux communes, ces dernières 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.

En ce qui concerne à présent 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 composé de 459 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 régies⁷. Si comme souligné plus haut une spécificité de La Réunion tient à l'application d'un tarif progressif partout dans l'île⁸, 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 [2002] de La Réunion⁹). 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 m³ sur la base d'un trimestre de consommation). Cette disparité se retrouve aussi dans les tarifs qui varient, pour une consommation type de 120 m³ par an, de 1.07 euro le m³ (Le Port) à 2.53 euros (Trois-Bassins) avec une moyenne à 1.40 euro (ifen [2007-a]). Ces prix peuvent être de plus considérés comme bas en étant, en particulier, nettement inférieurs à la moyenne nationale (3.01 euros le m³ 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 alors étonnante pour un petit territoire comme La Réunion mais elle tient sans doute à des conditions d'exploitation différentes. D'une part, il s'avère que la densité de

⁷ 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).

⁸ 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]).

⁹ Schéma Directeur d'Aménagement et de Gestion des Eaux.

l’habitat, la superficie du territoire et le linéaire de réseau varient grandement selon les communes (DAF Réunion [2007]¹⁰), 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 [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 m³, 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 (en %) de jours sans pluie (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

¹⁰Direction de l’Agriculture et de la Forêt

[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 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 :

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

et où b_1 et b_2 sont deux paramètres, p l'indice de 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 π_j . Les grandeurs c et γ 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'activité¹¹. 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 π_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 :

$$q = \begin{cases} k_{j-1} & \text{si } \bar{R}_{j-1} \leq R \leq \underline{R}_j \\ c + \beta_1 \frac{\tilde{R}_j - \pi_j c - \Gamma}{\pi_j} + \beta_2 \frac{(\tilde{R}_j - \pi_j c - \Gamma)^2}{\pi_j} & \text{si } \underline{R}_j < R < \bar{R}_j \end{cases} \quad (8)$$

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

¹¹ A l'origine, les grandeurs c et γ 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.

Stone [1954], 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 β_1 et β_2 .

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 :

$$\begin{cases} c = c_1N + c_2\text{JARDIN} + c_3\text{PISCINE} \\ N = \text{NANO} + \delta_1\text{NAO} + \delta_2\text{NENF} \\ \Gamma = \Gamma_1M \end{cases} \quad (9)$$

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 δ_1 à chaque adulte occupé, de δ_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 :

$$c_2 = c_{20} + c_{21}\text{CLIMAT} \quad (10)$$

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 (8) 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 :

$$y_i = h \Leftrightarrow y_i^* \in I_h \quad (11)$$

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 :

$$\ln y_i^* = x_i \beta + \varepsilon_i \quad (12)$$

avec x_i un vecteur d'indicateurs du niveau de revenu du ménage i , β un vecteur de paramètres incluant un terme constant et ε_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 :

$$\widehat{y}_i^* = E[y_i | \mathbb{I}_i] \quad (13)$$

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 :

$$f_i(y) = \frac{1}{\sigma y} \frac{\varphi((\ln y - x_i \beta)/\sigma)}{\Phi((\ln y^{h+1} - x_i \beta)/\sigma) - \Phi((\ln y^h - x_i \beta)/\sigma)} \quad \text{pour } y \in I_h \quad (14)$$

où $\varphi(\cdot)$ et $\Phi(\cdot)$ désignent, respectivement, la fonction de densité et la fonction 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 :

$$\widehat{y}_i^* = \int_{y^h}^{y^{h+1}} y f_i(y) dy \quad (15)$$

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 :

$$\widehat{y}_i^* = \exp \left\{ x_i\beta + \frac{\sigma^2}{2} \right\}. \quad (16)$$

La mise en œuvre de ces formules d'imputation requérant d'estimer β et σ , 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 :

$$\ln L(\beta, \sigma | y_1, \dots, y_n, x_1, \dots, x_n) = \sum_{i=1}^n \sum_{h=1}^5 y_{ih} \ln \Pr [y_i = h | x_i] \quad (17)$$

avec :

$$y_{ih} = \begin{cases} 1 & \text{si } y_i = h \\ 0 & \text{si } y_i \neq h \end{cases} \quad (18)$$

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

$$\begin{aligned} \Pr \{y_i = h | x_i\} &= \Pr [\ln y^h \leq \ln y_i^* < \ln y^{h+1} | x_i] \\ &= \Pr [\ln y^h - x_i\beta \leq \varepsilon_i < \ln y^{h+1} - x_i\beta | x_i] \\ &= \Phi\left(\frac{\ln y^{h+1} - x_i\beta}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{\ln y^h - x_i\beta}{\sigma}\right) \end{aligned} \quad (19)$$

avec $\Phi((\ln y^1 - x_i\beta)/\sigma) = 0$ et $\Phi((\ln y^6 - x_i\beta)/\sigma) = 1$. Insérés dans (15) et (16), les estimateurs du maximum de vraisemblance des paramètres β et σ fournissent un estimateur asymptotiquement efficace du prédicteur \widehat{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 :

$$\pi_j q = \pi_j c + \beta_1 \left(\widetilde{R}_j - \pi_j c - \Gamma \right) + \beta_2 \left(\widetilde{R}_j - \pi_j c - \Gamma \right)^2 + \varepsilon \quad (20)$$

où ε 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 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 ε 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 ε . Il convient dès lors de procéder à l'estimation du modèle (20) 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 δ_1 et Γ). 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 β_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} , δ_1 , δ_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 δ_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 Γ 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 sont de plus raisonnables au regard des chiffres fournis par le Centre d'Information sur l'Eau¹².

¹²Selon 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.

3. Le coefficient δ_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 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 δ_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 toutefois dans les faits non nulle, de 58% en moyenne pour les ménages de l'échantillon, les apports estimés sont 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 fixent 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

Les effets revenu La mesure des effets revenu renvoie à l'estimation du coefficient β_1 qui s'interprète, dans le cas d'une spécification linéaire, comme donnant la part d'un euro supplémentaire qui est consacrée à l'augmentation de la consommation d'eau (il représente donc une propension marginale à dépenser pour l'eau). L'estimation obtenue (0.0029) indique que la demande croît avec le revenu mais que les variations de la consommation sont de faibles ampleurs.

1. Une augmentation unitaire du revenu se traduit à l'origine par une variation de la dépense $\pi_j q$ (voir eq. (20)) de la valeur du coefficient β_1 , d'où une variation de la consommation-jour qui en se fixant à β_1/π_j litres dépend de la tranche de tarification. Le calcul de cette variation avec les données de l'échantillon établit alors qu'une augmentation du revenu de 100 euros par mois se traduit par une augmentation de la consommation du ménage qui se fixe, en moyenne, à 13.22 l/j, soit 396 litres par mois. Le tableau 3 qui donne les principales caractéristiques de cette distribution montre

que ces variations, en dépit d'une certaine disparité, demeurent globalement faibles. Ces dernières varient en effet de 4 l/j (120 litres par mois) à 36.4 l/j (1093 litres par mois, ce qui correspond à 5% de la consommation moyenne de l'échantillon).

2. Ces faibles variations de la consommation se retrouvent également dans les valeurs des élasticités-revenu. Sous la spécification linéaire, ces dernières qui sont spécifiques à chaque ménage se calculent, pour une consommation q_i située en tranche j , comme :

$$ER = \frac{\beta_1 R_i}{\pi_j q_i}$$

Les valeurs obtenues (voir le tableau 3) sont alors faibles tout en restant proches de celles 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).

3. La consommation totale se composant d'une part fixe, la consommation obligée, et d'une part variable qui dépend elle de β_1 , ces faibles chiffres peuvent être expliqués par l'importance de la consommation obligée, caractérisant ainsi l'eau comme un bien nécessaire et/ou dans lequel les habitudes de consommation sont fortes. D'autre part, il montre également que les effets sur la consommation des caractéristiques inframarginales du tarif ($\pi_1, \dots, \pi_{j-1}, k_1, \dots, k_{j-1}$ pour un ménage se situant dans la tranche j) seront de faible ampleur, ces dernières agissant au bout du compte à travers un seul effet revenu via le D de Nordin.
4. Parallèlement, il s'avère que les variations de la consommation les plus fortes, soit celles situées au-dessus du troisième quartile, sont associées au prix marginaux les plus faibles (0.48 euro le m³ en moyenne) avec une consommation moyenne de 508 l/j, nettement inférieure à la moyenne de l'échantillon, et un revenu moyen de 2369 euros mensuels. A contrario, les augmentations inférieures à 9.79 l/j, soit celles situées en deçà du premier quartile, sont caractérisées par les prix marginaux les plus élevés (1.3 euro le m³ en moyenne) et un revenu moyen de 2552 euros mensuel. Ces éléments laissent alors à penser que des augmentations de l'abonnement et/ou des réductions du D de Nordin auront des effets négligeables sur les gros consommateurs.

Les effets prix La mesure des effets prix repose sur l'estimation du coefficient β_1 et sur celle de la consommation obligée. La complexité du tarif fait toutefois que plusieurs mesures de la sensibilité au prix peuvent être définies.

1. Très naturellement, la première renvoie à l'effet sur la consommation d'une augmentation du prix du m³ 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 qui se calcule, sous la spécification linéaire VI, au moyen de la formule :

$$EPM = -\beta_1 \frac{R - F + D_j - \Gamma - \pi_j k_{j-1}}{\pi_j q} = -1 + \frac{(1 - \beta_1) c + \beta_1 k_{j-1}}{q} \quad (21)$$

(comme l'élasticité-revenu, cette élasticité-prix marginal est spécifique à chaque ménage). Tant bien même elles ne sont pas directement comparables (voir la discussion qui suit), les valeurs obtenues sont pour la plupart assez faibles (la moitié sont inférieures à 0.3, *cf.* le tableau 4), ce qui est conforme 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).

2. A ce stade, il convient toutefois de faire attention à l'interprétation et à l'application de ces élasticités-prix marginal qui ne sont pas directes. En effet et dans la mesure où elles sont calculées toutes choses égales par ailleurs, il est bien question ici 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 i , 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 d'une élasticité-prix marginal totale revient en effet à examiner les effets sur la consommation d'une augmentation ciblée du prix de l'eau¹³, ce qui est contradictoire avec le principe d'égalité devant le service public auquel doit obéir la tarification.
3. Dans ces conditions et compte tenu par ailleurs 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 π_1, π_2, \dots d'un même montant $d\pi_1 = d\pi_2 = \dots$ se traduit par une augmentation du prix marginal π_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 on peut calculer les valeurs pour chaque ménage avec les données de

¹³ Un ménage situé en tranche 2 verrait ainsi le prix du m^3 dans la tranche 2, π_2 , augmenter, mais pas π_1 , tandis qu'un ménage situé en tranche 3 verrait celui de la tranche 3, π_3 , augmenter mais pas π_1 et π_2 .

l'échantillon Factures, en faisant :

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

pour une même variation absolue de tous les tarifs et :

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

pour une même variation relative de tous les tarifs. Le tableau 4 donne alors les statistiques descriptives des séries ainsi générées et qui se révèlent être quasi-identiques à la distribution de l'élasticité prix marginal.

4. Quelques tris croisés permettent d'affiner ce constat. On observe notamment que les baisses de la consommation sont plus importantes dans les familles nombreuses (-88 l/j en moyenne dans les familles de 3 enfants et plus). La localisation géographique en revanche ne joue pas (un test de comparaison de moyennes conduit à accepter l'hypothèse d'homogénéité de la variation entre les différentes micro-régions de l'Île (Est, Ouest, Sud, Nord et les Hauts)).

5.3 Implications pour la décision publique

Comme souligné plus haut, les sensibilités de la demande aux prix, marginaux ou inframarginaux, sont plutôt faibles. Ces caractéristiques font que les baisses de la consommation que l'on peut espérer pour des variations raisonnables 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 par trop importants pour 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.

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, par ailleurs, 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 Martinez-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 goutte¹⁴. 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 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, à travers l'estimation des courbes d'Engel auxquelles elle conduit, 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 de la courbe d'Engel à laquelle leurs caractéristiques les rattachent. D'autre part, elle permet également d'apprécier le caractère plus ou moins incitatif de la tarification en comparant, toujours pour un même ensemble de caractéristiques, les courbes d'Engel qui sont associées à 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 différents¹⁵.

¹⁴L'impact des politiques publiques subventionnant du matériel d'irrigation économe en eau dans le secteur agricole est étudié dans Binet et Richefort [2011].

¹⁵Le premier tarif définit quatre tranches de consommation avec des seuils à 60, 120 et

Compte tenu du comportement des ménages, 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 qui combinerait, dans la lignée de l’engagement 42 de l’actuelle Présidence, des considérations d’équité et d’efficacité tout en respectant par ailleurs ce principe budgétaire qui veut que “*l’eau finance l’eau*”.

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, parallèlement, 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 incompressible liée à des besoins essentiels et à des habitudes d’usages 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 d’eau, dans le cas présent à court terme, moyennant une politique

180 m³, 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 m³, 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.

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 principaux résultats obtenus 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 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 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 lorsque la tarification est progressive. Si tel est le cas, il est alors particulièrement important d'améliorer l'information du consommateur, ce qui pose en particulier la question 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 m³ 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^3 dans la tranche 3, soit π_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”, *Prikladniaya 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. Lyman R.A. [1992], “Peak and off-peak residential water demand”, *Water Resources Research*, 28 [9], pp. 2159–2167.
29. Martinez-Espiñeiras R. [2002], “Residential water demand in the north-west of Spain”, *Environmental and Resource Economics*, 21[2], pp. 161-187.
30. 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.
31. Miaou S.P. [1990], “A class of time-series urban water demand models nonlinear climatic effects”, *Water Resources Research*, 26 [2], pp. 169–178
32. Moffitt R. [1990], “The Econometrics of Kinked Budget Constraints”, *The Journal of Economics Perspectives*, vol 4, n02, pp. 119-139.
33. 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.
34. 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.
35. Nauges C. et Thomas A. [2003], “Long-run Study of Residential Water Consumption”, *Environmental and Resource Economics*, 26, pp. 25-43.
36. Nieswiadomy M.L et Molina D.J [1988], “Urban water demand estimates under increasing block rates”, *Growth and Change*, 19 [1], pp. 1-12.
37. Nieswiadomy M.L et Molina D.J [1991], “A note of price perception in water demand models”, *Land Economics*, 67 (3), pp. 352-59.
38. 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.
39. Nordin J.A. [1976], “A proposed modification on Taylor’s demand analysis: comment”, *The Bell Journal of Economics*, 7[2], pp. 719-721.
40. 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.

41. 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.
42. Samuelson P.A. [1947 / 48], “Some Implications of “Linearity””, *The Review of Economic Studies*, 38, pp. 88-90.
43. Schleich J. et Hillenbrand T. [2009], “Determinants of residential water demand in Germany”, *Ecological Economics*, 68 [6], pp. 1756-69.
44. SDAGE [2002], chapitre C Les orientations et mesures du SDAGE.
45. 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.
46. 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.
47. Stone R. [1954], “Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: An Application to the British Pattern of Demand”, *Economic Journal*, 64, 255, pp. 511-527.
48. TSP International [2009], Reference manual, Version 5.1, TSP International, Palo Alto (CA 94306), 2009, 470 p.
49. 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.

Figures

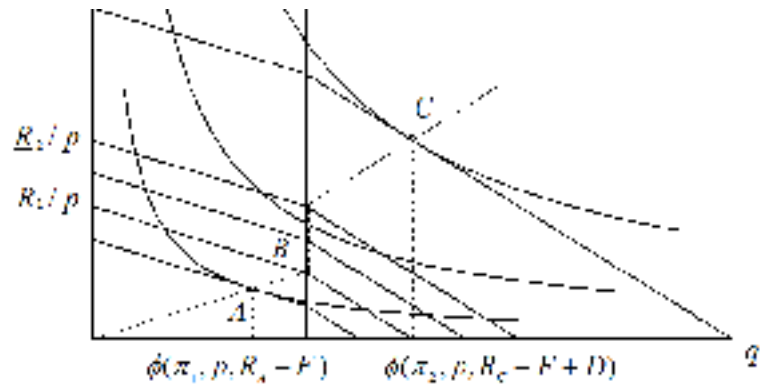


Figure 1 : ensemble de budget coulé et optima possibles

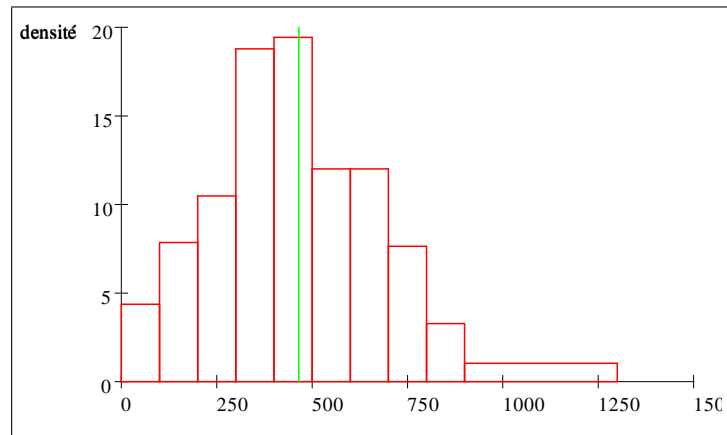


Figure 2 : distribution de la consommation obligée (estimée)

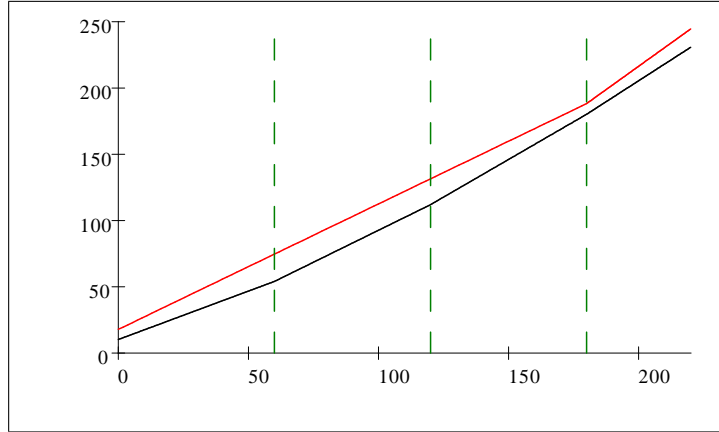


Figure 3-A : évolution de la facture pour deux tarifs en fonction de la consommation

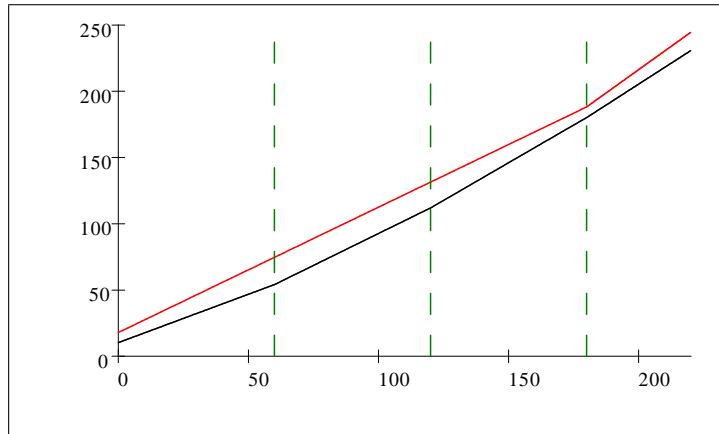


Figure 3-B : courbes d'Engel face aux deux tarifs

Tableau 1 : Statistiques descriptives des principales variables de l'échantillon Factures (459).

Descriptif	Unité	Moyenne	Min	Max	Ecart-type
Consommation par abonné	litres/jour	663.7	10.1	5204.4	564.3
Revenu (imputé)	euros/mois	2087	426	7374	1762
Abonnement	euros/trimestre	7.8	2.4	26.8	4.7
Nordin	euros/trimestre	15.9	0	262	32.1
Prix marginal	euros/m ³	0.869	0.265	2.400	0.370
Indicateur climatique	fréquence	57.9%	8.3%	100%	20.1%
Nombre adultes non occupés	entier	1.28	0	5	1.06
Nombre adultes occupés	entier	0.97	0	3	0.89
Nombre d'enfants	entier	0.89	0	4	1.08
Piscine	1 = équipé, 0 = non	9.2 %			
Jardin	1 = équipé, 0 = non	78.2 %			

Tableau 3 : variations de la consommation et élasticités revenu - principales statistiques descriptives

	Moyenne	Min	Max	Médiane	Q1	Q3	Ecart type
Δq	13.215	4.021	36.447	11.310	9.791	16.591	
élasticité revenu	0.35916	0.031989	1.00309	0.30531	0.17182	0.51102	0.22863

Tableau 4 : Elasticités prix - principales statistiques descriptives

Elasticité	Moyenne	Min	Max	Médiane	Q1	Q3	Ecart type
prix marginal	-0.35767	-1	-0.032457	-0.30478	-0.50902	-0.17089	0.22843
EPTA	-0.35928	-1	-0.032457	-0.30611	-0.51036	-0.17089	0.22829
EPTR	-0.35861	-1	-0.031393	-0.30514	-0.51012	-0.17089	0.22849

Tableau 2 : Estimations du modèle (20)¹⁶

Spécification	I	II	III
c_1	175.9 (.002)	164.7 (.007)	176.1 (.000)
c_{20}	91.3 (.562)	44.0 (.785)	42.2 (.778)
c_{21}	106.0 (.719)	264.9 (.366)	231.5 (.362)
δ_1	-0.4955 (.382)	-0.2038 (.698)	-0.2075 (.664)
δ_2	0.1543 (.588)	0.2261 (.438)	0.2540 (.282)
c_3	212.0 (.351)	0	0
β_1	$0.6769 * 10^{-2}$ (.153)	$0.4312 * 10^{-2}$ (.369)	$0.5413 * 10^{-2}$ (.102)
β_2	$-0.1438 * 10^{-4}$ (.372)	$-0.6091 * 10^{-5}$ (.698)	$-0.1029 * 10^{-4}$ (.390)
Γ_1	-0.9094 (.940)	-4.9075 (.830)	0
Test de Hansen	4.24 (.236)	4.55 (.337)	4.59 (.467)
R^2 ajusté	0.353	0.339	0.332
		
Spécification	IV	V	VI
c_1	175.0 (.000)	176.1 (.000)	174.8 (.000)
c_{20}	0	0	0
c_{21}	295.0 (.028)	358.6 (.000)	400.4 (.000)
δ_1	-0.2283 (.630)	0	0
δ_2	0.2631 (.268)	0.2941 (.124)	0.3714 (.044)
c_3	0	0	0
β_1	$0.5518 * 10^{-2}$ (.093)	$0.4065 * 10^{-2}$ (.003)	$0.2900 * 10^{-2}$ (.000)
β_2	$-0.1031 * 10^{-4}$ (.391)	$-0.6595 * 10^{-5}$ (.358)	0
Γ	0	0	0
Test Hansen	4.64 (.59)	5.00 (.659)	5.91 (.657)
R^2 ajusté	0.331	0.360	0.363

¹⁶ Les P-valeurs du test de significativité des paramètres et du test de Hansen figurent entre parenthèses. Ces dernières sont calculées d'après la distribution asymptotique de la statistique utilisée pour tester l'hypothèse nulle.