

**LA DEMANDE D'EAU POTABLE DES MENAGES  
À LA RÉUNION :  
que nous apprennent les études économétriques**

Marie-Estelle BINET, CREM, Université de Rennes 1

**Fabrizio CARLEVARO**, GSEM, Université de Genève

Michel PAUL, CEMOI, Université de La Réunion

Journées internationales sur

Droit, Économie et Gestion de l'Eau dans la Zone de l'Océan Indien  
(DEGEZOI)

Université de La Réunion, 30-31 octobre 2014

# Sommaire

- Objectifs
- Décomposition de la consommation d'eau par usage
- Modélisation microéconomique de la demande résidentielle d'eau avec tarif croissant par blocs
- Spécification économétrique et estimation du modèle
- Résultats empiriques
- Implications pour la politique économique
- Modélisation microéconomique de la demande résidentielle d'eau avec perception imparfaite du prix
- Spécification économétrique et estimation du modèle
- Résultats empiriques
- Implications pour la politique économique

## Articles de référence

Carlevaro F., Schlessler C., Binet M.-E., Dunand S., Paul M., “Econometric Modeling and Analysis of Residential Water Demand Based on Unbalanced Panel Data”, *Príkladniaya Ekonometrika*, 4(8), pp. 81-102.

Binet M.-E., Carlevaro F., Paul M., “La demande d’eau potable à La Réunion. Estimation à partir de données d’enquête”, WP 2013-34, CREM UMR CNRS 6211, Université de Rennes 1, septembre 2013, article soumis à la *Revue d’Économie Politique*, en révision.

Binet M.-E., Carlevaro F., Paul M., “Estimation of Residential Water Demand with Imperfect Price Perception”, *Environmental and Resource Economics*, DOI 10.1007/s10640-013-9750-z.

## Objectifs

Nos études analysent les données d'une enquête réalisée par nos soins dans le but d'identifier les raisons de la **surconsommation d'eau** du secteur résidentiel de La Réunion, en comparaison à celle de la France métropolitaine.

A cet effet, un **sondage en deux-phases** fut réalisé en 2004.

- La première phase, réalisée par téléphone, a consisté à sélectionner un échantillon aléatoire stratifié assez large de ménages (environ 2 000) dans le but de collecter une information sur les **caractéristiques des ménages, de leur habitat et de leurs équipements consommateurs d'eau**.
- La seconde phase s'est attachée à obtenir, par envois postal d'un questionnaire, les **consommations d'eau** en demandant aux ménages qui étaient en mesure de le faire de communiquer les données relatives à leurs trois factures non estimatives les plus récentes. Cette enquête auprès d'un peu moins de 1 000 volontaires a fourni 173 réponses et a permis de collecter 449 factures exploitables.

En utilisant ces données de consommation d'eau et celles collectées par l'enquête téléphonique, nous avons analysé ce panel non cylindré de ménages pour mettre en évidence :

- l'importance des usages **essentiels** de l'eau par rapport aux usages **de loisirs** ;
- les **déterminants** de la demande, en utilisant une spécification microéconomique de la fonction de demande qui différencie, dans la consommation totale d'eau, une **composante captive** indépendante des prix et du revenu, et une **partie variable** susceptible d'être infléchie par des **politiques tarifaires**;
- la **perception** qu'ont les ménages réunionnais du prix de l'eau, étant donnée la complexité des tarifs (**croissants par blocs**) auxquels ils sont confrontés, dans le but de mesurer l'impact d'un éventuel **biais de perception** et de le corriger par des **politiques d'information** sur la tarification marginale de l'eau et ses effets.

# Décomposition de la consommation d'eau par usage

## Le modèle économétrique

On retient deux catégories d'usages de l'eau dans le ménage : les « **usages essentiels** » et les « **usages de loisirs** ».

La **consommation journalière d'eau** par usage du ménage  $i$ ,  $Y_i^u(t)$ , est exprimée comme le produit d'une consommation journalière d'eau par utilisateur,  $Q_i^u(t)$ , et de la taille de la population d'utilisateurs dans le ménage,  $N_i^u$ .

La **taille de la population d'utilisateurs** est mesurée :

- pour les **usages essentiels**, par le nombre d'adultes équivalents du ménage,  $N_i^1 = A_i + 0.5E_i$ , avec  $A_i$  le nombre d'adultes et  $E_i$  le nombre d'enfants dans le ménage  $i$  ;

- pour les **usages de loisirs**, par le revenu du ménage par adulte équivalent,  $N_i^2 = R_i / N_i^1$ , si le ménage dispose d'un jardin privé, et  $N_i^2 = 0$  sinon, car les usages de loisirs de l'eau sont identifiés à l'entretien du jardin et de la piscine.

La **consommation journalière d'eau par utilisateur** est expliquée d'après un modèle linéaire à erreurs composées,  $Q_i^u(t) = x_i^u(t)\beta^u + e_i^u + e_i^u(t)$ , pour lequel on a retenu les variables explicatives suivantes :

- pour les **usages essentiels**, la proportion d'adultes en emploi,  $X_i^1 = AE_i / N_i^1$ , avec  $AE_i$  le nombre d'adultes en emploi du ménage, et le nombre de pièces du logement par adulte équivalent,  $X_i^2$  ;
- pour les **usages de loisirs**, les précipitations journalières en cm,  $X_i^3(t)$ , et une variable indicatrice,  $X_i^4$ , qui prend la valeur 1 si le ménage est équipé d'une piscine privée et 0 sinon.

En additionnant les consommations journalières d'eau pour les jours de la période de facturation,  $\Delta$ , on obtient le modèle le modèle économétrique :

$$Y_i(\Delta) = \sum_{t \in \Delta} (Y_i^1(t) + Y_i^2(t)) = \beta^1 d(\Delta) N_i^1 + \beta^2 X_i^1 d(\Delta) N_i^1 + \beta^3 X_i^2 d(\Delta) N_i^1 \\ + \beta^4 d(\Delta) N_i^2 + \beta^5 \bar{X}_i^3(\Delta) d(\Delta) N_i^2 + \beta^6 X_i^4 d(\Delta) N_i^2 + \varepsilon_i(\Delta)$$

avec :

$Y_i(\Delta)$  consommation d'eau (en litres) pendant la période de facturation,

$d(\Delta)$  durée (en jours) de la période de facturation,

$\bar{X}_i^3(\Delta)$  précipitations journalières moyennes (en cm) de la période de facturation,

$\varepsilon_i(\Delta)$  perturbations aléatoires centrées, hétéroscédastiques, équi-corrélées pour un même ménage, non corrélées entre ménages.

## Résultats de l'estimation par la méthode des MCGR

Paramètres	Signification économique	Unité de mesure	Estimation
$\beta^1$	Consommation journalière d'eau constante par adulte équivalent	litre/[jour×adulte équivalent]	87.6* (19.4)
$\beta^2$	Impact marginal des adultes en emploi sur la consommation journalière d'eau	litre/[jour×adulte en emploi]	-65.7* (23.3)
$\beta^3$	Impact marginal du nombre de pièces sur la consommation journalière d'eau	litre/[jour×pièce]	94.0* (12.2)
$\beta^4$	Consommation journalière d'eau constante par unité de revenu	litre/[jour×k€/adulte équivalent]	200* (48.7)
$\beta^5$	Impact marginal des précipitations sur la consommation journalière d'eau par unité de revenu	litre/[cm pluie×jour ×k€/adulte équivalent]	-43.4* (1.99)
$\beta^6$	Impact de la possession d'une piscine sur la consommation journalière d'eau par unité de revenu	litre/[jour×k€/adulte équivalent]	45.0 (98.8)
* désigne une estimation statistiquement significative au niveau de signification de 1%. Les chiffres entre parenthèse sont des écarts-type asymptotiques estimés.			

## Décomposition de la consommation observée d'eau par usage

On utilise le « meilleur prédicteur linéaire sans biais (BLUP) » de Goldberger, pour estimer les consommations non observées  $Y_i^u(t)$ , dans le cadre de la distribution jointe de ces variables et des consommations observées  $Y_i(t)$ .

La formule de décomposition qui en découle comporte :

- un **terme de calibrage**, défini par l'estimation MCG de la composante déterministe du modèle explicatif des variables  $Y_i^u(t)$  ;
- un **terme d'ajustement**, fonction des résidus de l'estimation MCG du modèle explicatif des observations  $Y_i(t)$ . Cet ajustement permet de rétablir l'égalité entre chaque observation  $Y_i(t)$  et la somme des prévisions pour  $Y_i^1(t)$ .

## Résultats empiriques

Caractéristiques de la distribution	Usages essentiels <sup>b</sup>	Usages de loisir <sup>c</sup>	Consommation totale
Moyenne <sup>a</sup>	210/215	52/59	256
Médiane <sup>a</sup>	175/177	15/18	180
Valeur maximale <sup>a</sup>	1265/1371	2010/2075	
<sup>a</sup> En litres par personne et par jour. <sup>b</sup> Calculée pour l'échantillon complet de 437 observations. <sup>c</sup> Calculée pour le sous-échantillon de 340 observations des ménages utilisant l'eau pour la satisfaction tant de besoins essentiels que de loisir.			

## Conclusions

- Les usages de loisir de l'eau (arrosage du jardin et piscine) représentent seulement  $\frac{1}{4}$  de la consommation moyenne d'eau pour les besoins essentiels et  $\frac{1}{5}$  de la consommation moyenne d'eau de l'échantillon. La consommation de loisirs ne peut donc pas expliquer la surconsommation résidentielle d'eau à la Réunion (256 litres/personne/jour) par rapport à celle de la France métropolitaine (145 litres/personne/jour).
- La consommation médiane d'eau est sensiblement plus faible que la consommation moyenne et plus proche de la consommation moyenne en France métropolitaine. Cette asymétrie marquée de la distribution de la consommation individuelle d'eau vers les grandes valeurs suggère que la surconsommation moyenne d'eau à La Réunion pourrait être attribuable à une assez petite frange de très gros consommateurs résidentiels d'eau.

# Modélisation microéconomique de la demande résidentielle d'eau avec tarif croissant par blocs

## Le cadre théorique

Pour modéliser la demande résidentielle d'eau, on s'appuie sur la **théorie microéconomique du consommateur** qui postule:

- une **information parfaite** des ménages en matière de préférences, revenu disponible et prix;
- des **choix rationnels** d'un point de vue économique;
- en raison du contexte local de La Réunion, une tarification de l'eau basée sur une **charge fixe** et un **tarif progressif par blocs** (IBT).

Figure 1-a: Municipal water IBTs in Réunion with two-tier structure

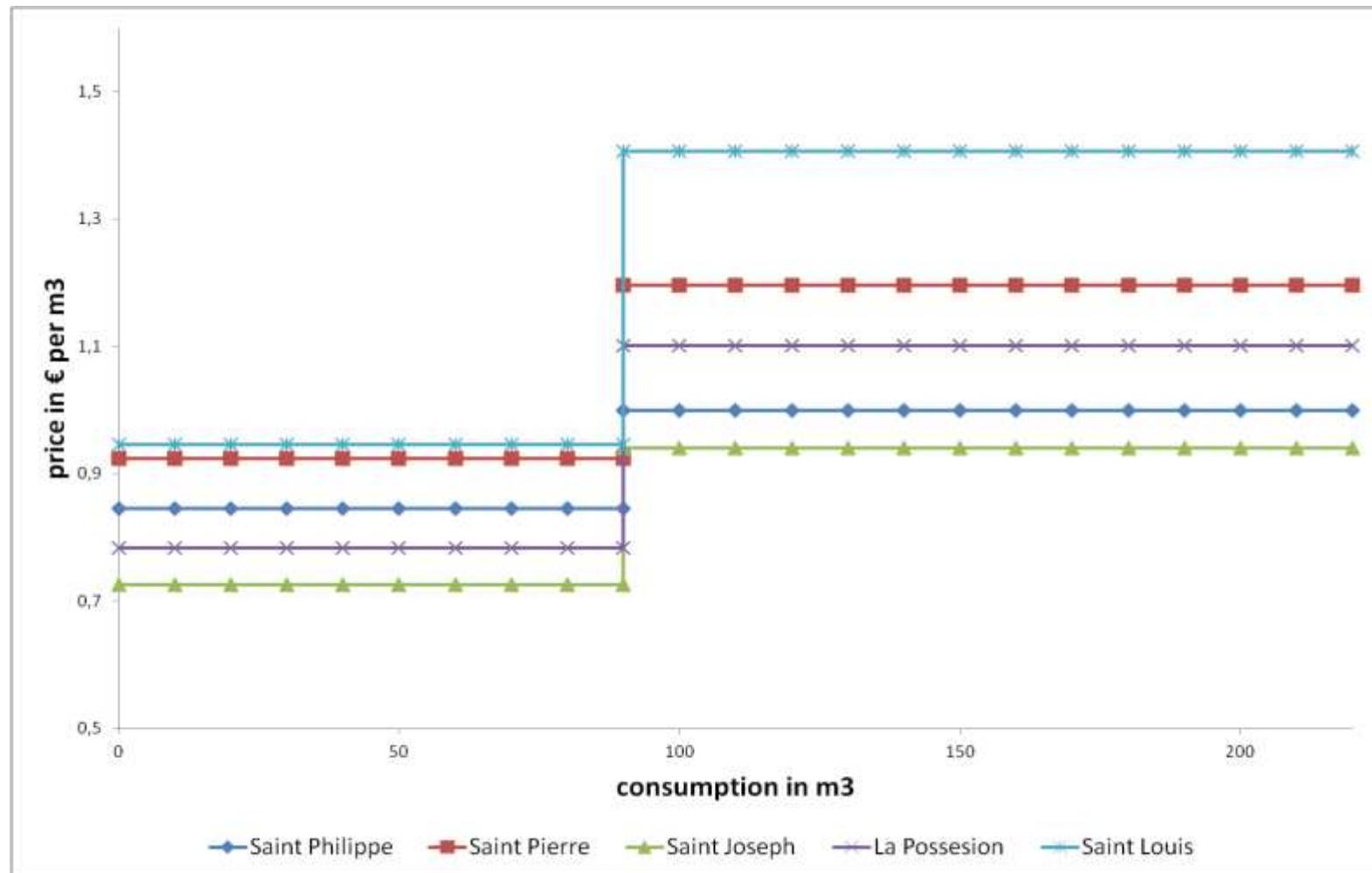


Figure 1-b: Municipal water IBTs in Réunion with three-tier structure

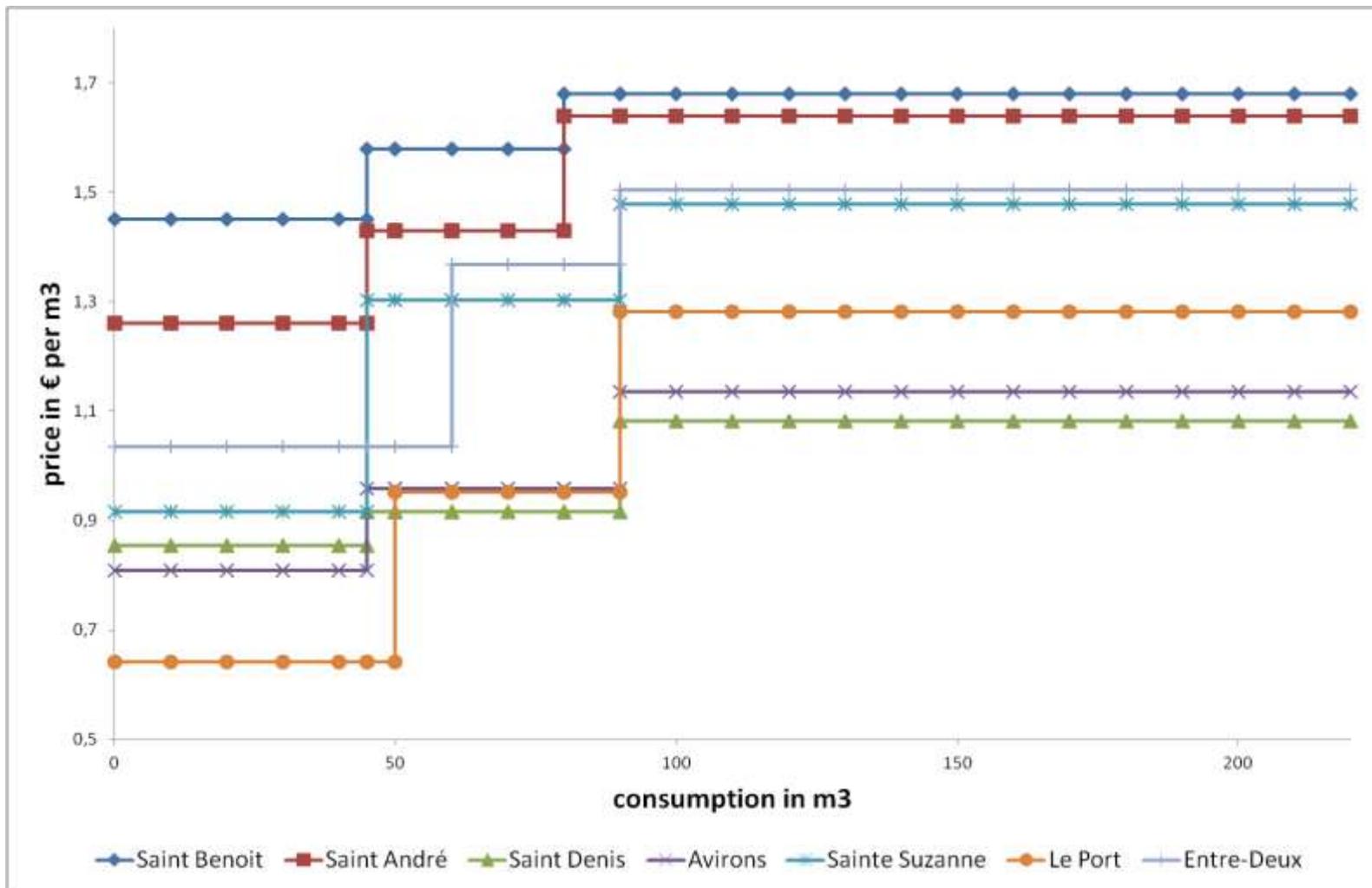
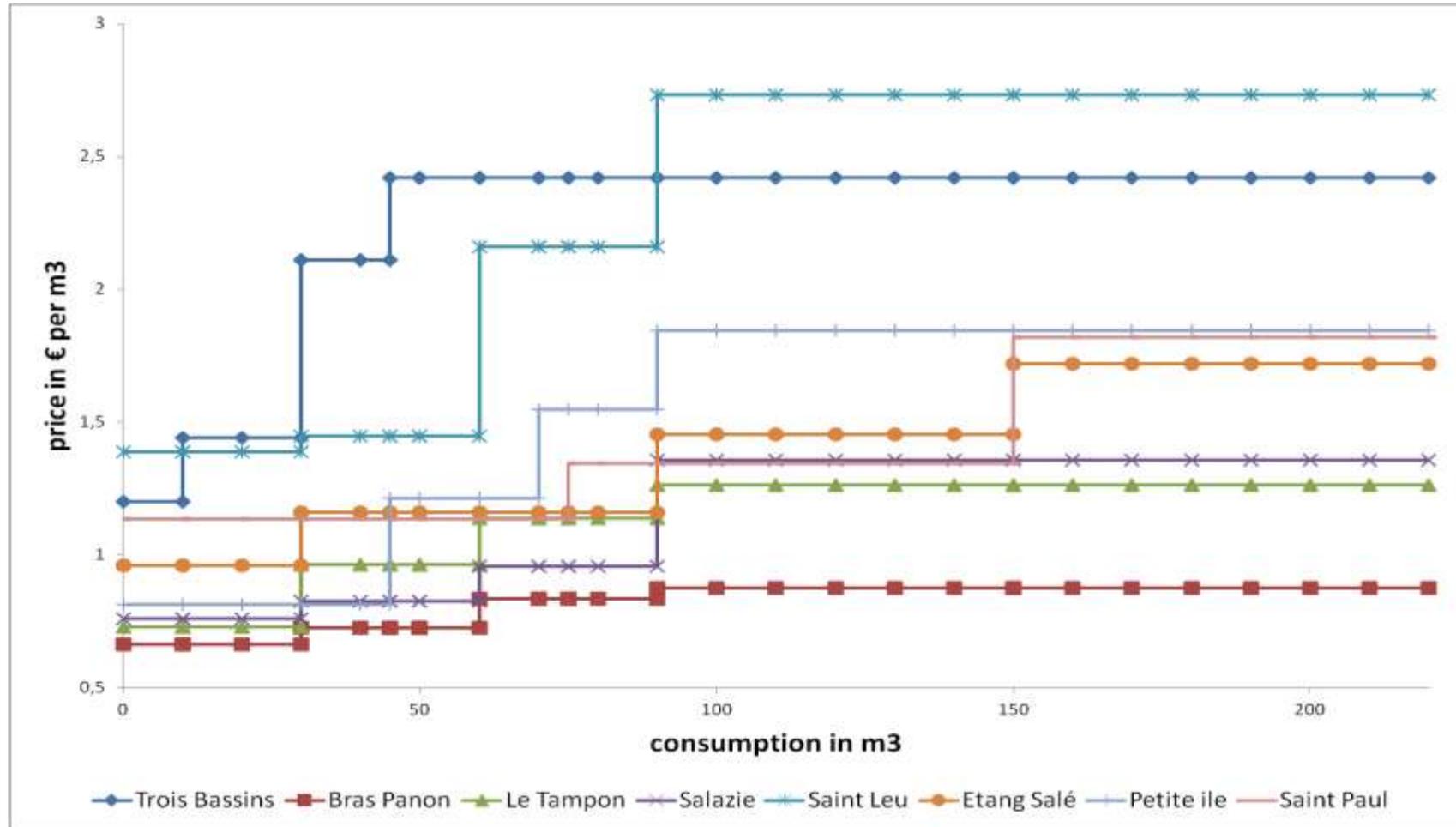


Figure 1-c: Municipal water IBTs in Réunion with four-tier structure



## Le cadre analytique

Considérons un tarif à deux échelons composé de **deux tranches de consommation** avec des prix croissants  $\pi_1$  et  $\pi_2$  et une **charge fixe**  $F$ . La contrainte budgétaire du ménage s'écrit:

$$F + \pi_1 q + px = R, \quad \text{si } 0 \leq q < k_1$$

$$F + \pi_1 k_1 + \pi_2 (q - k_1) + px = R, \quad \text{si } q \geq k_1$$

avec:

$q$  consommation d'eau du ménage,

$k_1$  seuil de consommation au-delà duquel le prix du m<sup>3</sup> d'eau est majoré de  $\pi_1$  à  $\pi_2$  ( $\pi_2 > \pi_1$ ),

$x$  agrégat des quantités consommées des autres biens de consommation,

$p$  indice de prix implicite  $x$  (tel que  $px$  exprime la dépense pour l'achat des quantités des autres biens de consommation),

$R$  revenu disponible du ménage.

Selon Nordin (1976), dans chaque tranche de consommation, la contrainte budgétaire peut se reformuler comme une contrainte budgétaire habituelle:

$$\pi q + px = R - F + D$$

avec

$$\pi = \begin{cases} \pi_1, & \text{si } 0 \leq q < k_1 \\ \pi_2, & \text{si } q \geq k_1 \end{cases} \quad \text{et} \quad D = \begin{cases} 0, & \text{si } 0 \leq q < k_1 \\ (\pi_2 - \pi_1)k_1, & \text{si } q \geq k_1 \end{cases}.$$

Le **D de Nordin** exprime le remboursement auquel aurait droit le ménage s'il avait payé l'intégralité de sa consommation d'eau au prix marginal  $\pi$ .

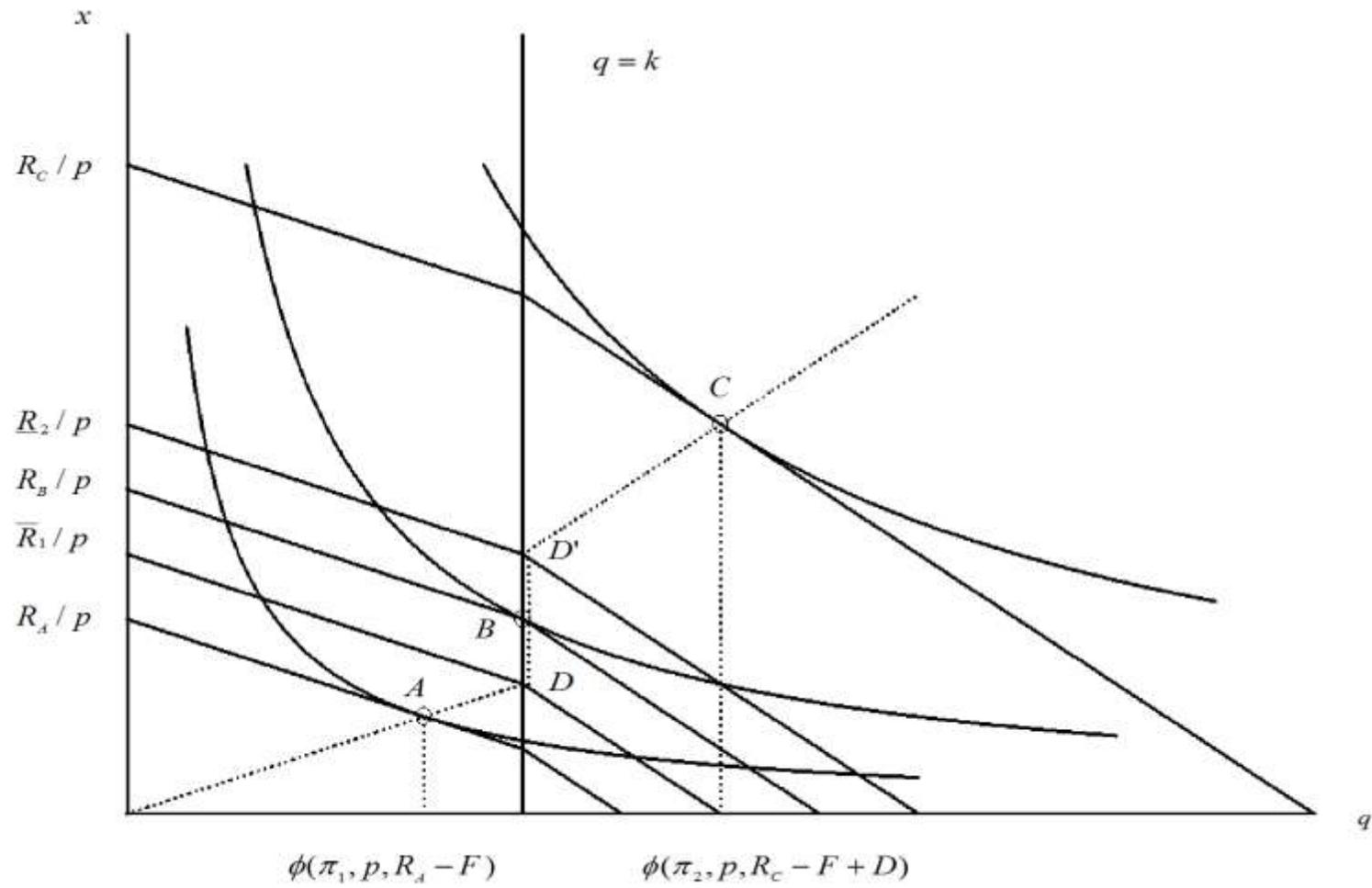
En se référant au problème usuel de la théorie du consommateur, cette reformulation de la contrainte budgétaire conduit à écrire la fonction de demande d'eau du ménage comme suit:

$$q = \begin{cases} \phi(\pi_1, p, R - F), & \text{si } 0 \leq q < k_1 \\ \phi(\pi_2, p, R - F + D), & \text{si } q \geq k_1 \end{cases} .$$

Dans la littérature économique, ces fonctions de demande d'eau sont appelées **fonctions de demande "conditionnelles"** car elles expriment les choix de consommation d'eau du ménage, en fonction de ses déterminants économiques, au sein d'une tranche de consommation donnée.

La **fonction de demande "non conditionnelle"** d'eau s'obtient en raccordant les deux fonctions de demande conditionnelles par une **solution de coin**  $q = k_1$  qui reste inchangée pour toutes les valeurs de  $\bar{R}_1 < R < \underline{R}_2$  pour lesquelles :  $\phi(\pi_1, p, R - F) \geq k_1$  et  $\phi(\pi_2, p, R - F + D) \leq k_1$ .

Figure 2 : Ensemble de budget coudé et optima possibles



Ainsi,

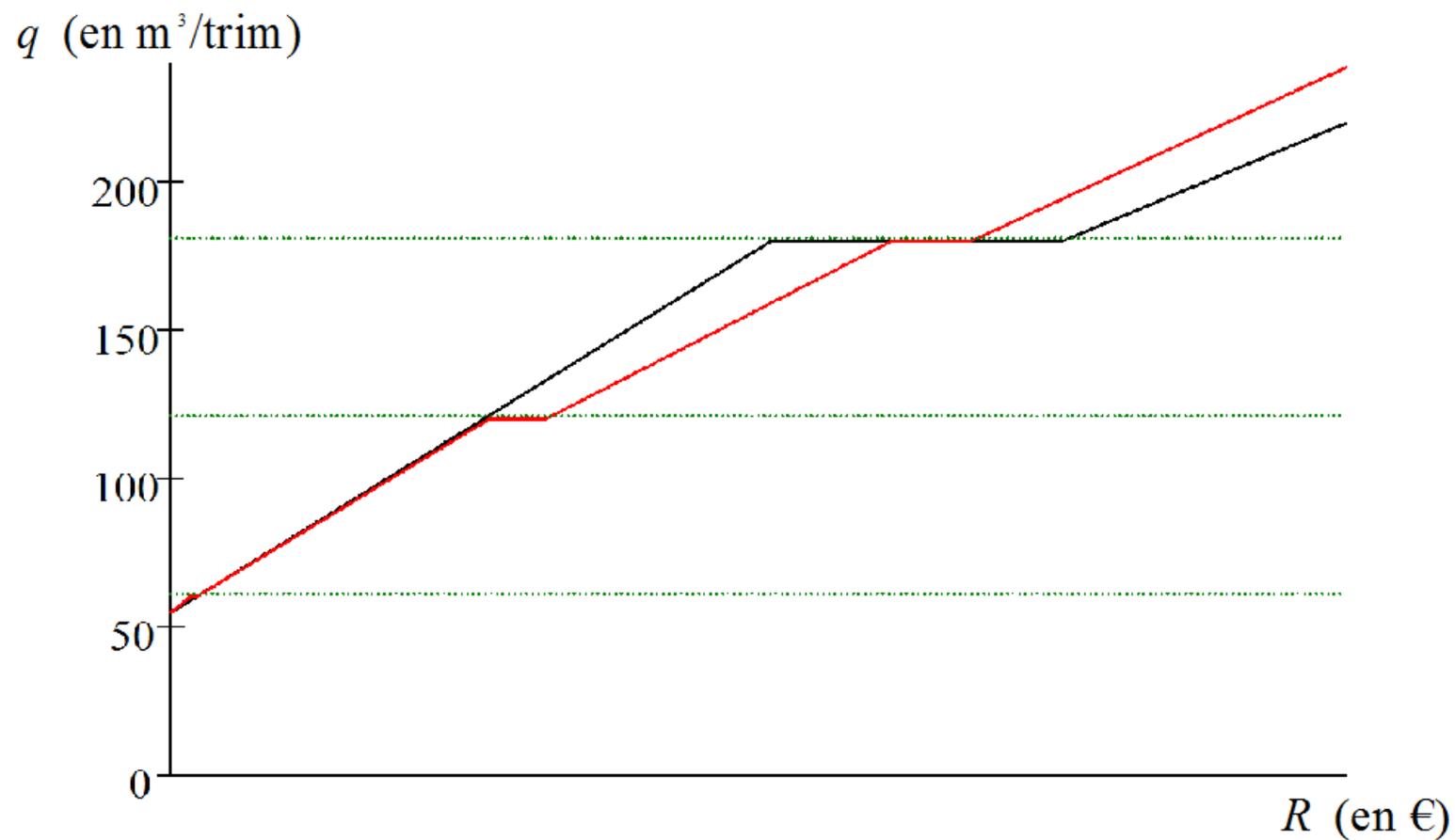
$$q = \begin{cases} \phi(\pi_1, p, R - F), & \text{si } R < \bar{R}_1 \\ k_1, & \text{si } \bar{R}_1 \leq R \leq \underline{R}_2 \\ \phi(\pi_2, p, R - F + D), & \text{si } R > \underline{R}_2 \end{cases}$$

ou

$$q = \begin{cases} \phi(\pi_1, p, R - F), & \text{si } 0 \leq \phi(\pi_1, p, R - F) < k_1 \\ k_1, & \text{si } \phi(\pi_2, p, R - F + D) \leq k_1 \leq \phi(\pi_1, p, R - F) \\ \phi(\pi_2, p, R - F + D), & \text{si } \phi(\pi_2, p, R - F + D) > k_1 \end{cases}$$

Cette formalisation se généralise sans difficulté au cas d'un tarif comportant un nombre quelconque de tranches de consommation.

Figure 3 : Courbes d'Engel pour des tarifs à 2 et 3 échelons



# Spécification économétrique et estimation du modèle

## Choix de la forme fonctionnelle

Pour modéliser les fonctions de demande conditionnelles sous forme paramétrique, on utilise une spécification quadratique du système non linéaire de dépenses développé par Carlevaro (1976, 1977, 1982).

Dans le cas de deux biens (eau potable et un agrégat des autres biens de consommation) la fonction de demande conditionnelle d'eau dans la tranche de consommation  $j \geq 1$  s'écrit:

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

avec  $\tilde{R}_j = R - F + D_j$ ,  $D_j = (\pi_2 - \pi_1)k_1 + \dots + (\pi_j - \pi_{j-1})k_{j-1}$  et

$b_1, b_2$  paramètres ( $b_1 > 0$ )

$c, \gamma$  grandeurs exprimant les **consommations obligées** pour l'eau et pour les autres biens de consommation du ménage, respectivement

$P$  **indice de l'ensemble des prix** incluant le prix marginal de l'eau.

Le modèle est estimé en présence de **variations spatiales** des prix marginaux de l'eau,  $\pi_j$ , mais pas pour l'indice de prix implicite des autres biens,  $p$ . On peut donc admettre que  $P \cong p$  et incorporer la valeur constante de ces variables dans les paramètres du modèle:

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

avec  $\beta_1 = b_1$ ,  $\beta_2 = b_2/P$  et  $\Gamma = p\gamma$ .

A la suite de Gaudin et alii (2001), le modèle est complété en supposant que les **consommations obligées varient** en fonction de la **taille du ménage**, de sa **composition** et des **équipements pour les usages extérieurs de l'eau** selon les relations:

$$\begin{cases} c = c_1 N + c_2 JARDIN + c_3 PISCINE \\ N = NANO + \delta_1 NOA + \delta_2 NENF \\ c_2 = c_{20} + c_{21} CLIMAT \\ \Gamma = \Gamma_0 + \Gamma_1 M \end{cases}$$

avec:

$N$  **taille du ménage** mesurée d'après une **échelle d'équivalence** dont l'unité est représentée par l'**adulte non occupé** ( $NANO$ ) et qui assigne un poids  $\delta_1$  à chaque **adulte occupé** ( $NOA$ ) et  $\delta_2$  à chaque **enfant** ( $NENF$ )

*JARDIN, PISCINE* **variables indicatrices** qui prennent la valeur 1 si le ménage est équipé d'un jardin ou d'une piscine et 0 sinon

*CLIMAT* **fréquence du nombre de jours sans pluie** (relevés à la station météorologique la plus proche) au cours de la période de facturation

*M* **taille du ménage** pour les besoins obligés de consommation des autres biens.

## **Imputation du revenu des ménages**

Le modèle structurel de la demande d'eau est complété par un **modèle de mesure multinomial ordonné**, permettant d'imputer une valeur quantitative au revenu de chaque ménage, à partir du **niveau de revenu** déclaré par les ménages sous la forme d'une variable qualitative ordonnée comportant 5 intervalles de revenus, et d'**indicateurs qualitatifs de leur niveau de vie** (catégorie socioprofessionnelle du chef de ménage, appréciation subjective du niveau de vie du ménage).

## Modèle économétrique

On adopte une spécification économétrique à erreur additive sur les **fonctions de dépense « conditionnelles »**, évaluée au **prix marginal** :

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

où  $\varepsilon$  désigne une perturbation aléatoire centrée, non nécessairement homoscédastique.

Cette spécification néglige le fait que certains ménages peuvent se situer dans le voisinage d'une solution de coin  $k_j$ , où il n'est pas évident quel prix marginal ( $\pi_j$  ou  $\pi_{j+1}$ ) il faut utiliser pour expliquer la demande observée. Il s'agit donc d'une spécification économétrique à « **information limitée** ».

## Méthode d'estimation

Le problème d'estimation principal à résoudre en présence d'un tarif à plusieurs échelons est celui de l'**endogénéité des variables explicatives relatant le tarif**, car ces variables sont déterminées conjointement avec la quantité d'eau consommée. Il en découle, qu'il existe une corrélation non nulle entre la perturbation  $\varepsilon$  et le prix marginal de l'eau, d'une part, le D de Nordin de l'autre.

On peut également s'attendre à une telle corrélation non nulle entre  $\varepsilon$  et le **revenu du ménage** qui, résultant d'une imputation, est entaché d'une **erreur de mesure**.

Nous avons donc réalisé l'estimation des paramètres des fonctions de dépense conditionnelles par une **méthode de variables instrumentales**, en utilisant l'estimateur **GMM optimal** programmé dans TSP, pour rendre compte de la présence d'**hétéroscédasticité** dans la distribution de  $\varepsilon$ .

A l'instar de Hausman and Wise (1976), on a instrumenté les prix marginaux par les **prix associés à des niveaux fixes de consommation** (les trois premiers quartiles de la distribution des consommations d'eau dans l'échantillon).

L'instrumentation des revenus imputés des ménages, a été réalisée 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 4 variables instrumentales ont été complétée par les 7 variables exogènes du modèle (*F*, *NANO*, *NAO*, *NENF*, *JARDIN*, *PISCINE*, *CLIMAT*) et par une variable binaire indiquant s'il y a ou non assainissement.

La validité de ces 12 variables instrumentales a été vérifiée au moyen du test de sur-identification de Hansen (OIR).

Soulignons que l'**estimation OLS** du modèle produit une **estimation positive de l'élasticité-prix** alors que pour l'**estimation GMM** utilisant ces variables instrumentales, cette élasticité **possède le signe négatif attendu**.

## Résultats empiriques

L'élimination pas à pas, des coefficients estimés non significatif à un niveau de signification  $< 10\%$ , aboutit à deux estimations de la demande conditionnelle d'eau digne d'intérêt :

- la première (**SLD**), est caractérisée par une **courbe d'Engel linéaire** croissante (dans chaque tranche de consommation) ;
- la seconde (**SQD**) est caractérisée par une **courbe d'Engel quadratique** croissante.

Dans les deux spécifications, la consommation obligée d'eau varie en fonction des variables *NANO*, *NENF*, *JARDIN*, et *CLIMAT*.

Dans le but de corriger un possible **biais d'auto-sélection** dû à la participation volontaire des ménages ayant fourni les factures, les deux spécifications ont été re-estimées par la **méthode de Heckman** en deux étapes, en y ajoutant un **mécanisme de sélection** de type Probit, fonction du revenu du ménage et d'autres variables explicatives qualitatives.

<b>Coefficients</b>	<b>Spécification SLD sans auto-sélection</b>	<b>Spécification SLD avec auto-sélection</b>	<b>Spécification SQD sans auto-sélection</b>	<b>Spécification SQD avec auto-sélection</b>
$c_1$ [litres/jour] (p-value)	161.3 (.000)	157.5 (.000)	154.6 (.000)	139.4 (.000)
$c_{21}$ [litres/jour] (p-value)	516.4 (.000)	446.6 (.000)	660.6 (.000)	515.9 (.000)
$\delta_2$ (p-value)	0.4129 (.078)	0.3146 (.158)	0.6314 (.009)	0.4038 (.108)
$\beta_1$ (p-value)	$0.1868 \cdot 10^{-2}$ (.000)	$0.1747 \cdot 10^{-2}$ (.004)	0	0
$\beta_2$ [(€/jour) <sup>-1</sup> ] (p-value)	0	0	$0.8713 \cdot 10^{-5}$ (.001)	$0.6188 \cdot 10^{-5}$ (.010)
$\sigma_{12}$ (p-value)	0	.0373 (.195)	0	.0829 (.000)
Test de Hansen (p-value)	8.15 (.419)	10.89 (.208)	8.87 (.354)	12.17 (.144)
$R^2$ ajusté	0.400	0.397	0.405	0.413

## Importance des consommations obligées : le cas du SLD (sans auto-sélection)

- Le paramètre  $c_1$  mesure l'augmentation de la consommation obligée d'eau qui fait suite à la **présence au foyer d'un adulte additionnel, non occupé**. Cette augmentation de consommation est estimée à 161 l/j.
- Le paramètre  $\delta_1$  mesure le **poids d'un adulte occupé**, relativement à celui d'un adulte non occupé. Étant statistiquement non significatif, ce paramètre est supposé nul. Ainsi, un individu au chômage qui retrouverait un emploi fait baisser la consommation obligée d'eau du ménage de 161 l/j.
- Le paramètre  $\delta_2$  mesure le **poids d'un enfant**, relativement à celui d'un adulte non occupé. Sa valeur estimée de 0.41 implique que chaque enfant contribue à augmenter la consommation obligée d'eau des ménages de 66 l/j.

- La somme des paramètres  $c_{20}$  et  $c_{21}$  mesure l'augmentation de la consommation obligée d'eau résultant de la **présence d'un jardin**, dans l'hypothèse d'absence de pluie sur toute la période de facturation (auquel cas  $CLIMAT = 1$ ). L'estimation de  $c_{20}$  étant non significative, cette augmentation est donnée par l'estimation de  $c_{21}$ , égale à 516 l/j. La fréquence des précipitations étant, dans les faits, non nulle ( $CLIMAT = 0.58$  en moyenne pour les ménages de l'échantillon), les apports d'eau pour l'entretien du jardin sont en moyenne estimés à 299 l/j.
- L'estimation non significative du paramètre  $c_3$  ne permet pas de mesurer l'impact de la **présence d'une piscine** sur la consommation d'eau des ménages. Cela est dû tant à l'absence d'une mesure quantitative de cet équipement, qu'à son mode de gestion (faible fréquence du renouvellement complet de l'eau).

Au total tous ces déterminants se combinent pour donner lieu à des **niveaux de consommation obligée importants** (501 l/j sur 721 l/j en moyenne).

## Effets revenu et prix

- Dans le cas de la spécification SLD, la mesure de l'effet revenu repose sur le paramètre  $\beta_1$ , qui s'interprète comme un **coefficient budgétaire marginal** (part de 1 € de revenu supplémentaire qui est consacrée à l'augmentation de la consommation d'eau). L'estimation de ce paramètre établit que seulement 3‰ de chaque accroissement de revenu du ménage est utilisé pour accroître la consommation d'eau, au dessus du niveau de consommation obligée.
- L'impact d'une variation du revenu sur la consommation d'eau du ménage peut être mesuré au moyen de la **propension marginale à consommer**  $PMC = \beta_1 / \pi_j$ . La PMC est alors constante à l'intérieur d'une même tranche de tarification mais diminue lors du passage dans une tranche de tarification supérieure où le prix  $\pi_j$  est plus élevé. Ce coefficient permet à son tour de mesurer l'accroissement de la consommation d'eau (en l/j) lorsque le revenu (en €/j) s'accroît d'un montant  $\Delta$ , en faisant  $PMC \times \Delta$ .

- Une autre mesure de l'impact d'une variation du revenu sur la consommation d'eau est fournie par l'**élasticité-revenu** (mesure du taux d'accroissement  $dq/q$  de la consommation du ménage suite à une variation proportionnelle  $dR/R$  de son revenu) :

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

On a donc  $0 < ER < 1$ , dès lors que  $q > c$ , faisant de l'eau un **bien de première nécessité inélastique au revenu** mais dont la valeur peut varier sensiblement en fonction de  $R$  et de  $\pi_j c$ . Il n'est donc pas acquis que les ménages qui ont des niveaux de revenu élevés soient également ceux pour lesquels cette élasticité est la plus forte.

- La mesure de l'effet prix repose sur le calcul de l'élasticité de la demande d'eau par rapport aux prix du tarif. Plusieurs définitions de l'**élasticité-prix** peuvent alors être envisagées.

La première, appelée **élasticité-prix marginal**, renvoie à l'effet sur la consommation d'une augmentation du prix du m<sup>3</sup> dans la tranche de tarification où le ménage se situe :

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

Dans le cadre de la spécification retenue où  $\Gamma = 0$ , cette élasticité est liée à l'élasticité-revenu par la relation  $EPM = h_j ER$ , avec des coefficients  $h_j = (R - F + D_j - \Gamma - \pi_j k_{j-1})/R$  proches de 1.

La seconde, appelée **élasticité-prix totale**, renvoie à l'effet sur la consommation d'une même variation relative équiproportionnelle,  $d\pi_1/\pi_1 = d\pi_2/\pi_2 = \dots$ , de tous les prix qui entrent dans la définition du tarif :

$$EPT = -\frac{\beta_1(R - F - \Gamma)}{\pi_j q}.$$

Cette formule montre que lorsque  $\Gamma = 0$ ,  $EPT \cong EPM$ .

	Moyenne	Minimum	Maximum	Médiane	Q1	Q3	Écart-type
PMC $\times 100$ € / <i>j</i> (litres/jour)	11.1	2.9	27.1	11.1	8.3	13.5	4.1
ER	0.313	0.027	1	0.252	0.138	0.439	0.217
EPM	-0.313	-1	-0.027	-0.254	-0.438	-0.137	0.216
EPT	-0.313	-1	-0.026	-0.251	-0.438	-0.137	0.216

## Implications pour la politique économique

Les résultats empiriques révèlent l'**importance de la consommation obligée** d'eau (70% de la consommation totale) et la **faible sensibilité de la demande d'eau au revenu et aux prix**. Ils soulignent également l'**importance des usages extérieurs** de l'eau associés à la présence d'un jardin (300 l/j en moyenne).

En conséquence, toute **politique tarifaire** visant à réduire la consommation d'eau à travers un effet revenu (augmentation de l'abonnement ou réduction de la taille des tranches) ou des variations modérées des prix, aura un **impact limité**, vis-à-vis de l'objectif des autorités locales de réduire sur 20 ans la consommation d'eau de 30%. Toute politique tarifaire, devrait donc être accompagnée par d'autres **mesures ciblées sur le jardin**.

## Modélisation de la demande résidentielle d'eau avec perception imparfaite du prix

L'hypothèse d'information parfaite quant au prix marginal de l'eau a été critiquée, car le ménage n'a qu'une perception imparfaite de ce prix, du fait de la complexité des tarifs progressifs et de la méconnaissance de la consommation réelle d'eau.

Pour appréhender cette perception imparfaite du prix, Shin (1985) postule que le ménage a une perception subjective du prix de l'eau, spécifiée par :

$$\pi^* = \pi \left( \frac{\bar{\pi}}{\pi} \right)^k = \bar{\pi}^k \pi^{1-k}$$

avec  $\pi$  le prix marginal de l'eau,  $\bar{\pi} = \pi - D/q$  le prix moyen de l'eau, et  $k$  un **paramètre de perception** à estimer avec les autres paramètres de la fonction

de demande d'eau,  $q = \phi(\pi^*, p, R - F)$ , spécifiée sous forme doublement logarithmique :

$$\begin{aligned}\ln q &= b_0 + b_1 \ln \pi^* + b_2 \ln p + b_3 \ln(R - F) \\ &= b_0 + b_1 \ln \pi + b_1 k \ln(\bar{\pi}/\pi) + b_2 \ln p + b_3 \ln(R - F).\end{aligned}$$

L'inconvénient de cette formulation est de ne pas conduire à une spécification correcte de la demande d'eau lorsque  $k = 0$  ( $\pi^* = \pi$ ), soit :

$$\ln q = b_0 + b_1 \ln \pi^* + b_2 \ln p + b_3 \ln(R - F + D).$$

Pour pallier à cet inconvénient, nous effectuons un **emboîtement artificiel** des deux modèles de demande d'eau que l'on doit obtenir dans les cas particuliers où  $k = 0$  ( $\pi^* = \pi$ ) et  $k = 1$  ( $\pi^* = \bar{\pi}$ ) :

$$\begin{aligned}
\ln q &= (1-k)[a_0 + a_1 \ln \pi + a_2 \ln p + a_3 \ln(R-F+D)] \\
&\quad + k[a_0 + a_1 \ln \bar{\pi} + a_2 \ln p + a_3 \ln(R-F)] \\
&= a_0 + a_1 \ln \pi^* + a_2 \ln p + a_3 \ln(R-F)^*
\end{aligned}$$

où

$$(R-F)^* = (R-F+D) \left( \frac{R-F}{R-F+D} \right)^k = (R-F)^k (R-F+D)^{1-k}$$

s'interprète comme un **revenu net perçu** corrigé du  $D$  de Nordin.

## Spécification économétrique et estimation du modèle

**Spécification économétrique de la demande conditionnelle d'eau dans la tranche de consommation  $j = 1, 2, \dots$  où  $k_{j-1} \leq q < k_j$  ( $k_0 = 0$ ) :**

$$\ln q = a_0 + a_1 \ln \pi_j + b_1 k \ln \left( \frac{\bar{\pi}}{\pi_j} \right) + a_2 \ln(R - F + D_j) + a_2 k \ln \left( \frac{R - F}{R - F + D_j} \right) \\ + a_3 \ln N + a_4 SNWA + a_5 GARD + a_6 SWIM + a_7 GARD \times WEATHER + \varepsilon$$

avec:

$\pi_j$  prix marginal de l'eau dans la tranche de consommation  $j$

$D_j$   $D$  de Nordin dans la tranche de consommation  $j$

$N$  taille du ménage (nombre d'adultes et d'enfants)

$SNWA$  part (en %) d'adultes sans emplois dans le nombre total d'adultes

*GARD*, *SWIM* variables indicatrices qui prennent la valeur 1 si le ménage est équipé d'un jardin ou d'une piscine et 0 sinon

*WEATHER* proportion du nombre de jours sans pluie (relevés à la station météorologique la plus proche) au cours de la période de facturation

### **Méthode d'estimation**

Elle est identique à celle utilisée pour estimer le modèle précédent, avec les 4 variables instrumentales complétée par les 7 variables exogènes du modèle (*F*, *N*, *SNWA*, *GARD*, *SWIM*, *WEATHER*,  $GARD \times WEATHER$  ).

# Résultats empiriques

Spécifications estimées :

- I Variables explicatives économiques seulement (prix et revenu net perçus).
- II Variables explicatives économiques et non économiques.
- III Exclusion des variables explicatives dont l'impact est statistiquement non significatif.
- IV Utilisation de prix (marginal et moyen) retardés d'une période, pour rendre compte de l'information disponible pour la prise de décision en matière de consommation d'eau au début de la période de facturation.

Model parameters <sup>a</sup> and test statistics	<i>Model specification</i>			
	I	II	III	IV
Intercept ( $a_0$ )	-1.82 (-1.19)	-2.34 (-3.84)***	-2.56 (-4.57)***	-1.29 (-2.15)**
Perceived price elasticity ( $a_1$ )	-0.36*** (-3.26)	-0.26 (-2.22)**	-0.31 (-2.88)***	-0.34 (-2.37)**
Income elasticity ( $a_2$ )	0.29 (0.75)	0.19 (1.23)	0.25 (1.81)*	-0.031 (-0.19)
Household size elasticity ( $a_3$ )		0.47 (8.045)***	0.48 (7.98)***	0.43 (5.06)***
Impact rate of non-working adult share ( $a_4$ )		0.39 (2.52)***	0.44 (2.99)***	0
Impact level of garden ( $a_5$ )		0.15 (1.20)	0	0
Impact level of swimming-pool ( $a_6$ )		0.14 (1.93)**	0.12 (1.73)*	0
Impact rate of non rainy day share ( $a_7$ )		0.25 (1.55)	0.37 (2.79)***	0.64 (4.49)***

Perception price parameter ( $k$ )	1.64 (2.49)	1.71 (2.36)**	1.50 (2.79)***	1.51 (2.98)***
t-test statistic for $H_0: k=1$	0.97	0.98	0.93	1.0009
OIR-test statistic (p-value)	6.01 (0.11)	3.58 (0.46)	2.56 (0.63)	1.78 (0.77)
Adjusted $R^2$	0.026	0.19	0.16	0.21
Number of observations	449	449	449	248

<sup>a</sup> Figures in brackets are t-statistics of parameter estimates

Significance level for parameter estimates: \*\*\* for 1%, \*\* for 5% and \* for 10%

- L'accroissement substantiel du coefficient de détermination entre les spécifications I et II traduit le faible pouvoir explicatif d'une spécification purement économique de la demande d'eau.
- La faible valeur de l'élasticité-revenu (0.25) traduit la nature de bien essentiel de l'eau pour la majorité des ménages.

- La faible valeur de l'élasticité-prix (-0.31) traduit la difficulté de substituer l'eau par d'autres biens dans un logement existant, sauf par un comportement de conservation de l'eau à domicile.
- La taille du ménage est un déterminant important de la consommation d'eau. Un accroissement de 10% de cette taille induit un accroissement de 4.8% de la consommation journalière d'eau du ménage. Ce résultat traduit l'existence d'**économies d'échelle** dans la consommation d'eau dans le cadre d'un ménage.
- Un adulte occupé consomme moins d'eau à la maison qu'un adulte non occupé. Un accroissement de 0.1 de la proportion d'adultes non occupés, dans le nombre total d'adultes du ménage, accroît la consommation d'eau du ménage de 4.4%.

- De faibles précipitations augmentent la consommation d'eau pour l'arrosage du jardin. Un accroissement de 0.1 de la proportion du nombre de jours sans pluie accroît la consommation journalière d'eau d'un ménage vivant dans une maison avec jardin de 3.7%. Pareillement, la présence d'une piscine accroît la consommation journalière d'eau d'un ménage de 12%. Pour les ménages de notre échantillon dont la consommation journalière varie entre 85 et 520 litres, cette consommation d'eau de loisir peut varier entre 10 et 60 litres par jour.
- L'estimation du paramètre de perception du prix de l'eau, égale à 1.5, traduit une perception de ce prix inférieure non seulement au prix marginal de l'eau mais aussi au prix moyen (sans charge fixe). Ceci indique que les ménages réunionnais **sous-estiment fortement le prix marginal de l'eau**, mais aussi (dans une moindre mesure) son prix moyen et que, par conséquent, ils **consomment plus d'eau que ce qui est économiquement rationnel**.

## Implications pour la politique économique

Pour évaluer le coût de la perception imparfaite du prix de l'eau, en termes de consommation excessive d'eau, nous avons comparé les prévisions des consommations d'eau des ménages, réalisées avec la spécification III du **modèle de perception imparfaite du prix de l'eau**, aux prévisions fournies avec le **modèle de réponse au prix marginal**, obtenu en posant dans le modèle précédent  $k = 0$ .

Ces simulations montrent que les prévisions de consommation d'eau diminuent de 615 à 538 litres par jour, soit une diminution de 12.5%.

Par conséquent, **accroître l'information fournie aux ménages réunionnais sur le prix marginal de l'eau** qu'ils payent peut réduire leur consommation d'eau et contribuer à une utilisation plus durable de cette ressource rare sur l'île.