

DOCUMENT DE TRAVAIL

DT/2006-10

Evaluation de l'impact sur les ménages de la hausse du tarif de l'eau à Manaus (Brésil)

Anne OLIVIER

EVALUATION DE L'IMPACT SUR LES MENAGES DE LA HAUSSE DU TARIF DE L'EAU A MANAUS (BRESIL)

Anne Olivier
EHESS, DIAL, Paris
olivier@dial.prd.fr

Document de travail DIAL
Juin 2006

RESUME

Les structures tarifaires progressives par tranche de consommation en eau cherchent à établir des péréquations entre les usagers du réseau d'approvisionnement, ceci sous l'hypothèse d'élasticités faibles au prix de l'eau. A Manaus, capitale de l'Etat d'Amazonas au Brésil où résident 1,6 million de personnes majoritairement approvisionnées par le réseau municipal, la dernière hausse du prix de l'eau, appliquée uniformément à chaque tranche de consommation en janvier 2004, a conduit à une baisse significative des consommations, remettant en cause la capacité de subventions croisées de la structure tarifaire. L'exploitation de cette hausse de 31,51 % du tarif, comme un choc naturel subi par l'ensemble des usagers du réseau d'approvisionnement de Manaus, permet d'en mesurer l'impact sur les consommations mensuelles en eau des ménages équipés de compteurs par différence mois à mois entre les années 2004 et 2003.

Mots-clés : Demande en Eau, Tarif, Élasticité-Prix, Evaluation d'impact, Expérience naturelle, Brésil

ABSTRACT

Increasing block tariffs seek a cross-subsidy mechanism between the water network users, based on the common assumption of weak water price elasticity. In Manaus, the capital city of the Brazilian state of Amazonas where most of the 1.6 million dwellers are supplied through the municipal water network, a substantial consumption drop followed the tariff increase of 2004. This drop questions the cross-subsidy capacity of the current structure. We see this 31.51% tariff increase as a natural experiment applied to the whole network user population of Manaus and this allows us to measure the impact on monthly consumption of metered households, using month per month differences between years 2003 and 2004.

Key Words: Water Demand, Tariff, Price-elasticity, Impact Evaluation, Natural Experiment, Brazil

JEL Code : D12, Q21, Q25

Table des matières

1	INTRODUCTION : ACCÈS À L'EAU ET ENJEUX DES STRUCTURES TARIFAIRES	5
1.1	Tarification des services d'approvisionnement en eau	5
1.2	L'approvisionnement en eau à Manaus	7
1.2.1	La tarification de l'eau	8
1.2.2	Critiques de la structure tarifaire :	9
2	EVALUATION DE L'IMPACT D'UNE AUGMENTATION DES TARIFS DE L'EAU	10
2.1	Revue de littérature sur la demande en eau des ménages	10
2.1.1	Implications des tarifications non linéaires sur la fonction de demande . . .	11
2.1.2	Implications des tarifications non linéaires sur la spécification économétrique du modèle et sur les approches pour l'estimation des paramètres . .	12
2.2	L'évaluation en différence dans un cadre d'expérience <i>naturelle</i>	13
2.3	Impact de l'augmentation du prix de l'eau à Manaus	14
2.3.1	Description des données analysées	14
2.3.2	L'évaluation de l'impact du choc tarifaire	21
2.3.3	Analyse économétrique de la variation de consommation par différence mois à mois :	22
3	CONCLUSION	27
A	ANNEXES	30
A.1	Tarifs appliqués de 2000 à 2004.	30
A.2	Description de la base de données <i>Enquête Ménages Ufam - Septembre 2004</i>	31
A.3	Résultats complets des régressions	33
A.3.1	Analyse en Simple Différence	33
A.3.2	Analyse en Double Différence	38
A.3.3	Hétérogénéité de l'impact en fonction du niveau de consommation initial .	40

Liste des tableaux

1	Les différents types de structure tarifaire pour l'approvisionnement en eau	6
2	Variations annuelles des taux de paiement	20
3	Variations mensuelles de la réduction de la consommation en eau	22
4	Variation moyenne de la consommation en eau (en ln)	23
5	Variation de la consommation en eau (en ln), par zone de résidence	24
6	Variation de la consommation en eau (en ln), par tranche de consommation	24
7	Répartition des ménages connectés au réseau d'eau par quintile de revenus	25
8	Répartition par quintile de revenus et variation de la consommation en eau entre 2004 et 2003	25
9	Variation de consommation en double différence	26
10	Les différents tarifs appliqués à Manaus	30
11	Usagers du réseau d'approvisionnement par quintile de revenu	31
12	Description des caractéristiques d'approvisionnement en eau par quintile de revenus des ménages	32
13	Analyse des variations mensuelles de la réduction de consommation par MCO	33
14	Analyse des variations de consommation par MCO	34
15	Analyse des variations de consommation par zone (MCO)	35
16	Analyse des variations de consommation par zone, avec revenus moyens des quartiers de résidence (MCO)	36
17	Analyse des variations de consommation par quintiles (MCO)	37
18	Analyse des variations mensuelles en double différence (MCO)	39

Table des figures

1	Répartition géographique des ménages en fonction du revenu familial	7
2	Accès domiciliaire à l'eau à Manaus en 2000 (IBGE)	8
3	Répartition des catégories d'usagers et des consommations	8
4	Tarifs et Facturation de l'eau	9
5	<i>Contraintes budgétaires dans le cadre de tarifs non linéaires à deux tranches</i>	11
6	Températures et précipitations à Manaus en 2003 et 2004	15
7	Évolution du nombre de branchements en 2003 et 2004	16
8	Consommations mensuelles en eau - ensemble des ménages à compteurs	17
9	Consommations mensuelles en eau - consommations au dessus du seuil	18
10	Évolution des consommations mensuelles en eau	18
11	Consommations mensuelles en eau de part et d'autre du seuil de facturation	19
12	taux de recouvrement	20
13	Coefficients de la régression sur les Dummies mensuelles	23
14	Consommations mensuelles en eau des faibles consommateurs	38
15	Tendances du groupe de contrôle	38

1 INTRODUCTION : ACCÈS À L'EAU ET ENJEUX DES STRUCTURES TARIFAIRES

Les tarifications non linéaires sont très répandues dans les services d'approvisionnement en eau, en particulier les tarifs progressifs par tranche dont le double objectif principal est de favoriser la conservation de la ressource - par une tarification élevée pour les fortes consommations - et d'instaurer un système de subventions croisées des grands vers les petits consommateurs d'eau - fournissant ainsi une première tranche de consommation fortement subventionnée. L'impact des variations de prix sur la demande en eau dans le cadre de telles structures tarifaires est complexe à estimer en raison de l'endogénéité du prix à la consommation. Nombre d'analyses des élasticités-prix de la consommation en eau sont ainsi biaisées¹.

1.1 Tarification des services d'approvisionnement en eau

La tarification des services d'approvisionnement en eau reste un sujet de controverse du fait des objectifs multiples et souvent contradictoires qu'elle poursuit. Pour les autorités publiques en charge de l'accès à l'eau pour les populations, les objectifs d'accessibilité financière et d'équité sont prioritaires, mais ils s'accompagnent de plus en plus d'un objectif d'efficacité économique en raison de la limitation de la ressource (qu'il s'agisse de préserver la ressource pour des raisons environnementales, ou de gérer la compétition entre les usages agricoles et domestiques) et plus récemment d'un objectif de recouvrement intégral des coûts dans le cadre des réformes du secteur de l'eau.

- L'impact de l'accès à l'eau sur la santé et le développement, tant dans les contextes urbains² que ruraux³, en fait un bien particulier dont l'accès doit pouvoir être assuré quelque soit le niveau de ressource des populations. Cet objectif d'accessibilité financière se traduit dans nombre de pays en développement par la mise en place d'une première tranche de consommation fortement subventionnée, voir gratuite (en Afrique du Sud et en Flandres), ou de tarifs sociaux ciblés sur des catégories d'usagers (comme à Santiago du Chili).
- L'équité au sens propre signifie que les usagers similaires soient traités de façon égale et que ceux qui imposent une charge supplémentaire au réseau soient taxés plus fortement. Elle est en fait souvent considérée dans un sens plus large d'une tarification équitable qui tienne compte du niveau de ressource des usagers et rejoint alors l'objectif d'accessibilité financière.
- L'efficacité économique requiert une structure tarifaire qui ait un effet de signal pour l'utilisateur (signalant les coûts financiers comme environnementaux liés à la consommation en eau), afin de maximiser les bénéfices agrégés pour un coût d'approvisionnement donné.
- Enfin, pour l'opérateur du service d'approvisionnement, qu'il soit public ou privé, le recouvrement intégral des coûts est requis pour assurer son autonomie financière, tant pour les investissements liés à la maintenance du réseau que pour ceux nécessaires à son extension⁴.

Outre les aspects contradictoires des objectifs qui peuvent être recherchés simultanément, l'adéquation même entre les structures tarifaires mises en place et les objectifs poursuivis ne fait pas consensus, loin de là.

- Les tarifs de type forfait restent utilisés dans les pays industrialisés où la ressource en eau est abondante (Canada, Norvège et Royaume Uni), mais également dans les pays en développement en raison du coût d'installation et de relevé de consommation des compteurs. Il n'y a alors aucune incitation à limiter la consommation. Il est possible ici d'affecter une consommation forfaitaire basée sur le type de logement et de discriminer les ménages en fonction de leurs niveaux de ressources. Cependant, dans le cas d'une augmentation des tarifs, les ménages ne peuvent adapter leur consommation pour réduire le montant de leur facture.

¹ Voir en chapitre II la revue de littérature sur la demande en eau, en particulier Blundell et Nauges (2002) [5], Arbues et al. (2002) [2] et Dalhuisen et al. (2003) [8]

² Galiani, Gertler & Schargrodsky (2005) [14] ont montré que l'extension des réseaux d'approvisionnement en eau dans les municipalités argentines entre 1990 et 1999 a fait chuter la mortalité infantile

³ Jalan et Ravallion (2001) [18] ont mis en évidence une réduction de la morbidité (en incidence comme en sévérité des épisodes diarrhéiques) due à l'approvisionnement en eau domiciliaire en Inde rurale

⁴ Les réformes du secteur de l'eau, sous l'impulsion de la Banque Mondiale, ont hissé cet objectif en haut de l'agenda afin d'améliorer les systèmes d'approvisionnement existants et d'étendre la couverture des réseaux.

TAB. 1 – Les différents types de structure tarifaire pour l’approvisionnement en eau (d’après PPIAF 2002 [25]) :

<p>1. Les tarifs en une partie :</p> <ul style="list-style-type: none">(a) Redevance fixe (forfait) : la facture est indépendante de la consommation(b) Tarif proportionnel (tarif volumétrique)<ul style="list-style-type: none">i. Tarif proportionnel uniformeii. Tarif par Tranche : le prix unitaire est constant pour des tranches spécifiques de consommation et varie d’une tranche à l’autre<ul style="list-style-type: none">- Progressif par tranche- Régressif par trancheiii. Tarif progressif linéaire : le prix unitaire augmente de façon linéaire avec la consommation <p>2. Les tarifs binômes (tarifs en deux parties : une part fixe et une part proportionnelle)</p>

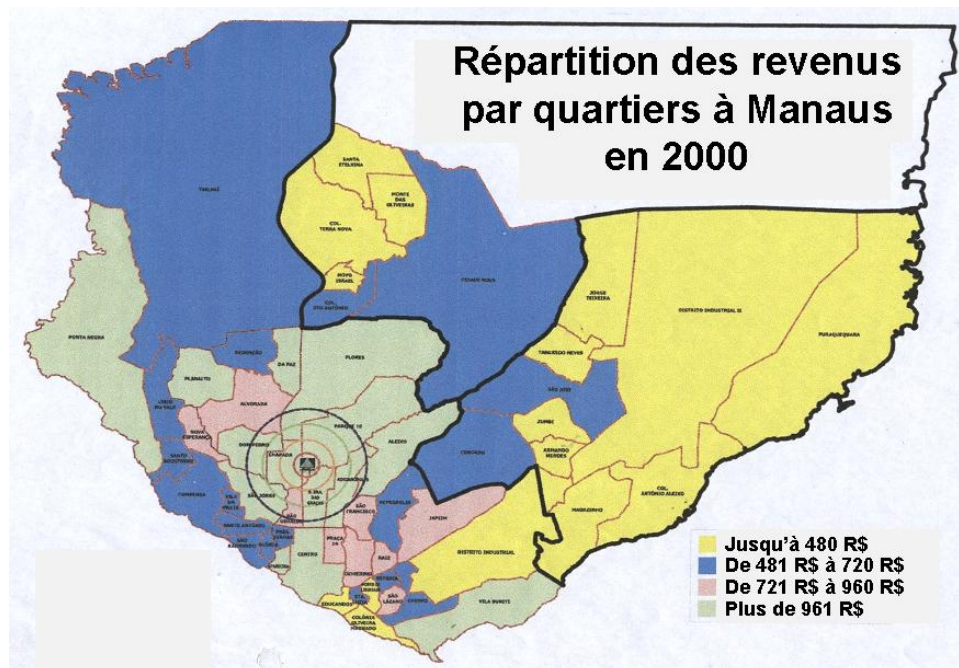
- Les tarifs proportionnels, basés sur la consommation effective des usagers, peuvent être uniformes comme en Europe, en Australie et aux États-Unis. Ils indiquent alors le coût marginal à court terme de la consommation en eau.
- Les tarifs progressifs par tranche sont très répandus dans les Pays en Développement, ainsi qu’aux États-Unis, en Espagne et au Japon. Suivant les contextes, ils sont mis en place pour répondre à trois objectifs qui peuvent être simultanés : accessibilité financière avec une première tranche de consommation fortement subventionnée (tranche dite *de subsistance*), préservation de la ressource (les fortes consommations sont fortement taxées) et efficacité économique lorsque la tranche supérieure correspond au coût marginal de la consommation de l’eau. Le premier objectif reste très controversé dans la mesure où l’ensemble des usagers a accès à la tranche subventionnée, et les familles nombreuses, voir les ménages partageant des connections sont lésés car ils consomment plus rapidement dans les tranches supérieures que les autres catégories. Ces tarifs sont souvent mal dimensionnés, la première tranche étant largement supérieure à une consommation *de subsistance* et de ce fait peu d’usagers sont concernés par un tarif reflétant le coût marginal. Ils font ainsi l’objet de nombreuses critiques (Boland & Whittington, 2000 [7]), mais il est politiquement très difficile de remettre en cause de telles structures jugées favorables aux plus pauvres. A Jakarta (Indonésie) sous la pression des autorités municipales, les tarifs dits sociaux étaient exemptés des augmentations tarifaires⁵, ce qui générerait comme effet pervers une désincitation forte pour l’organisme en charge de la gestion de l’eau à desservir ces foyers fortement subventionnés pour leur consommation. La régressivité de telles structures tarifaires est cependant due pour une grande part à l’exclusion des plus pauvres du réseau d’approvisionnement, et donc leur exclusion des subventions à la consommation. Lorsque le taux de couverture en eau est suffisant, limiter la taille de la 1^{re} tranche peut améliorer la progressivité du tarif lorsque le niveau de consommation augmente avec le niveau de vie (Foster et al, 2006) [13].
- Les tarifs en deux parties, ou tarifs binômes, largement promus par la Banque Mondiale, ont pour objectifs simultanés le recouvrement des coûts (la part fixe correspond généralement aux coûts fixes de production et d’administration) et l’efficacité économique, la part proportionnelle étant alors ajustée au coût marginal. Dans le cas d’une ressource limitée, la part fixe peut devenir négative (rabais) pour maintenir un signal fort par le biais de la part proportionnelle, sans générer pour autant des revenus en excès. Des subventions ciblées pour certaines catégories d’usagers à faibles ressources peuvent être mises en place en parallèle. Elles ont l’avantage de la transparence par rapport aux subventions basées sur les volumes consommés, mais génèrent des exclusions, quelque soit le mode de ciblage retenu.

⁵ce dysfonctionnement de la structure tarifaire a été corrigé en Janvier 2005

1.2 L'approvisionnement en eau à Manaus

Manaus, la capitale de l'Etat d'Amazonas au Brésil, est caractérisée par une forte croissance démographique depuis 1970, date de la création de la zone franche, qui s'accompagne d'une extension géographique continue de la ville avec l'apparition de nouveaux quartiers, appelés *invasions*. Ces nouveaux quartiers sont progressivement intégrés à la ville par la mise en place des infrastructures urbaines telles que les routes, l'électricité et l'eau. En Octobre 2004, la population de la ville atteignait environ 1,6 Million d'habitants, dont 31 % vivaient en dessous du seuil de pauvreté⁶. Les inégalités de revenus y sont élevées comme dans l'ensemble du Brésil⁷. Les ménages à revenus élevés sont concentrés dans les quartiers historiques du centre, ainsi que dans une zone résidentielle située à l'ouest de la ville. Les ménages les plus pauvres se sont installés soit dans les quartiers périphériques, parfois dans le cadre de programmes municipaux spécifiques, soit en toute illégalité en bordure des cours d'eau (Igarapés) qui sillonnent Manaus (figure 1).

FIG. 1 – Répartition des quartiers d'habitation de Manaus en fonction du revenu familial moyen



Source : Aguas do Amazonas, d'après les données IBGE (2000).

Depuis 2000, les services d'eau et d'assainissement sont gérés par un opérateur privé⁸. La couverture en eau de la population par le réseau d'approvisionnement, qui est de 80% à fin 2004, soit une couverture faible en référence aux municipalités brésiliennes, doit devenir quasi-universelle en 2006 (au minimum 95% de la population)⁹ et de fait accompagner l'extension géographique de la ville. Les quartiers les plus pauvres restent fortement sous-équipés et le taux de pauvreté s'élève à 45% parmi les ménages non connectés ; ceux-ci vivent principalement dans les quartiers non desservis (mais pas uniquement) et s'approvisionnent alors à des puits, des *postes publics* ou encore par le biais de réseaux clandestins. 20% des ménages non connectés appartiennent

⁶Le seuil de pauvreté retenu par l'IBGE en 2000 était de $\frac{1}{2}$ Salaire Minimum par personne, soit 75,5 \$R/pers. mois. Ce seuil actualisé en \$R2004 est de 105 \$R/pers. mois (le salaire minimum a été revalorisé à 260 Réais par mois en Octobre 2004, soit environ 90 US dollars, ce qui porterait le taux de pauvreté à 42 % sur la base de nouveau seuil).

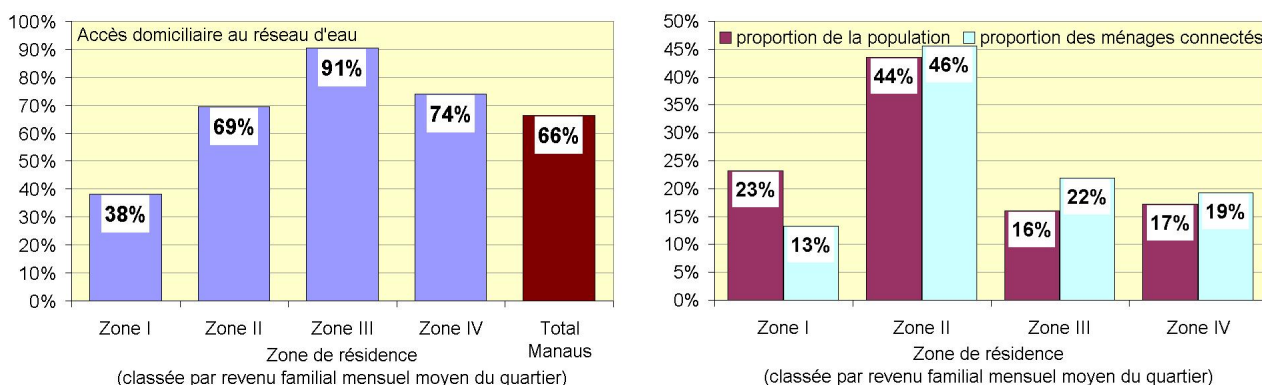
⁷L'Indice de Gini en 2000 était de 0,64 pour la zone métropolitaine de Manaus. C'est également le niveau moyen des inégalités de revenus relevées sur l'ensemble du Brésil (IBGE, 2000).

⁸Aguas do Amazonas, filiale de Suez Environnement, a signé en Juin 2000 un contrat de concession pour les services d'eau et d'assainissement avec la Municipalité de Manaus pour une durée de 30 ans.

⁹Le réseau devra pouvoir couvrir 95% de la population, cependant les ménages peuvent souhaiter conserver leur source d'approvisionnement alternative (puits en particulier). Il s'agit ainsi d'une disponibilité du réseau et non d'une couverture effective des ménages

cependant aux quintiles les plus riches. Il s'agit alors de villas des zones périphériques ou des lotissements ayant leur propre puits ou forage (figure 2).

FIG. 2 – Accès domiciliaire à l'eau et répartition de la population en fonction du niveau de vie des quartiers de résidence en 2000



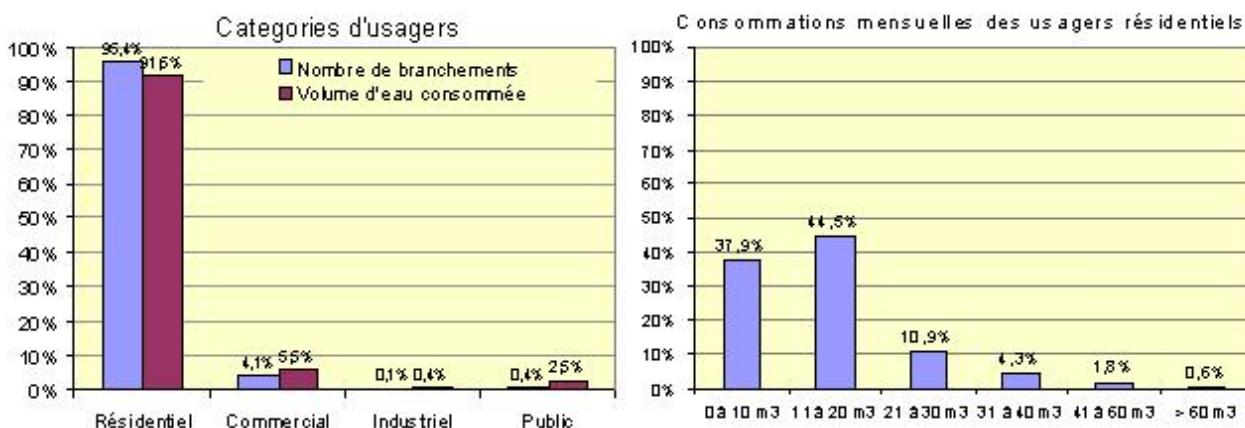
Calculs d'après les données IBGE 2000 ¹⁰

Le réseau d'assainissement reste très peu développé et ne couvre que 7% des ménages, principalement situés dans le centre historique. Les rejets non collectés sont soit traités par des systèmes autonomes (fosses septiques) dans les cas de ménages favorisés, soit déversés dans les cours d'eau (Igarapés), à travers le réseau pluvial ou directement, sans traitement préalable.

1.2.1 La tarification de l'eau

Le tarif appliqué à Manaus est un tarif spécifique par catégorie d'utilisateurs (domestique, commercial, industriel ou public) et progressif par tranche de consommation, à l'instar des structures tarifaires en vigueur au Brésil. Dans le cas des utilisateurs domestiques (résidentiels), il existe 6 tranches de consommation, avec un minimum de facturation de 10 m³/mois (figure 3).

FIG. 3 – Répartition des catégories d'utilisateurs et des consommations



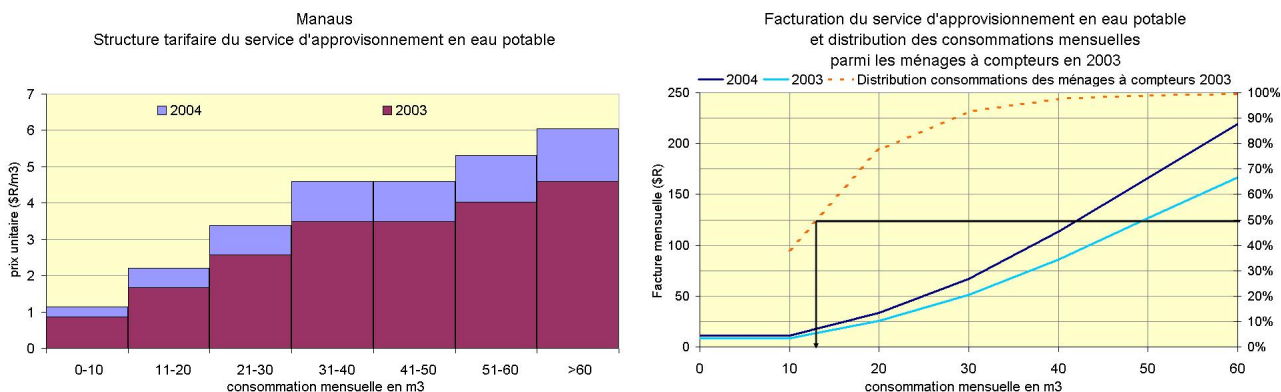
Source : Suez Environnement

Le principe de subventions croisées inhérent à ce type de structure tarifaire (d'une part des ménages par les industries et d'autre part des faibles consommateurs par les gros consommateurs d'eau) est ici faiblement mis en œuvre, 92% des volumes d'eau facturés étant consommés par les ménages, dont 83% dans les deux premières

¹⁰Les données agrégées de l'IBGE à l'échelle des quartiers de la ville, sur la base du recensement d'octobre 2000, permettent de regrouper les ménages par zone de résidence, en fonction du niveau des revenus moyens du quartier de résidence (Zone 1 : revenu familial moyen inférieur à 480 \$R en 2000 - Zone 2 : entre 481 et 720 \$R - Zone 3 : entre 721 et 960 \$R - Zone 4 : supérieur à 960 \$R).

tranches de tarification (voir en figure 3). Le tarif de la seconde tranche est calculé pour approcher le prix de revient, alors que celui de la première tranche n'atteint que la moitié de ce dernier. Les réévaluations des tarifs effectuées chaque année pour tenir compte de l'inflation (de l'ordre de 10%), ainsi que 2 augmentations exceptionnelles appliquées en sus depuis 2000, dont la dernière en janvier 2004 atteignait +31,51%, sont uniformes et touchent donc de façon identique chaque tranche de consommation (voir en annexe le détail des différents tarifs appliqués de 2000 à 2004). La facture d'eau médiane représentait environ 3% du revenu mensuel des ménages en septembre 2004¹¹.

FIG. 4 – Tarifs et Facturation de l'eau



Le prix moyen de l'eau pour les ménages dépend ainsi de leur consommation mensuelle, avec un forfait minimum de 10m³/mois. Dans le cas des ménages non équipés de compteurs, soit environ la moitié des usagers domestiques à Manaus, une consommation forfaitaire est imputée sur la base du nombre de points d'eau recensés dans le logement. Le forfait minimum est alors de 12m³/mois.

1.2.2 Critiques de la structure tarifaire :

Un certain nombre de critiques de cette structure tarifaire peut être formulé *a priori* :

L'impossibilité à assurer les subventions croisées attendues par cette structure, du fait de l'absence même des forts consommateurs au sein du réseau d'approvisionnement (les industriels comme les gros consommateurs domestiques ayant leur propre ressource en eau), conduit l'opérateur à augmenter régulièrement les tarifs de façon uniforme. Outre le poids subi par l'ensemble des usagers, ces augmentations des tarifs ont pour effet pervers de maintenir les forts consommateurs hors du réseau en l'absence d'une réglementation ad hoc vis-à-vis de l'utilisation d'une ressource souterraine gratuite. Les tranches tarifaires apparaissent ici mal dimensionnées, avec une première tranche trop large pour être une consommation de *subsistance* (10 m³/mois correspond à 82l/j.personne pour une famille de 4 personnes). Cette tranche est fortement subventionnée et bénéficie à l'ensemble de la population, la médiane des consommations effectives des ménages avec compteurs (11.6 m³/mois en 2003) étant peu éloignée du 1^{er} seuil. De plus, l'existence d'une facturation minimum de 10m³/mois correspondant à la totalité de la première tranche pénalise fortement les petits consommateurs (qui sont en majorité des ménages pauvres de petite taille¹²), dont la consommation effective se situe en deçà de ce seuil (les caractéristiques d'approvisionnement par quintile sont présentées en annexe, tableau 12).

Parallèlement à cette structure progressive par tranche, 40% des usagers du réseau sont facturés forfaitairement. Ici encore, le seuil de facturation établi à 12m³/mois est élevé pour un ménage de petite taille. Bien qu'une facturation forfaitaire, donc de montant régulier et anticipé, protège les ménages vulnérables de l'occurrence de montants excessifs (dans le cas de fuites en particulier), ces ménages n'ont pas la possibilité d'ajuster leur facture par la consommation dans le cas d'une augmentation substantielle du tarif.

¹¹ Voir l'étude socio-économique conduite par A. Waichman, Ufam [29], en 2004

¹² Les couples (retraités) ou personnes isolées (jeunes ou veuf-ves-) représentent 15% soit une part importante des ménages à faible revenu de Manaus, d'après une précédente enquête avec Ufam en 2002 (Morel à l'Huissier et Olivier, 2003) [20]

2 EVALUATION DE L'IMPACT D'UNE AUGMENTATION DES TARIFS DE L'EAU

2.1 Revue de littérature sur la demande en eau des ménages

La majeure partie de la littérature sur la demande en eau des ménages est ciblée sur l'estimation de l'élasticité de la consommation au prix de l'eau. Les enjeux tarifaires liés aux conditions d'accès, à l'équité ou au bien-être des usagers sont peu évoqués dans cette littérature principalement développée à partir de données empiriques de pays industrialisés, dans lesquels la question du prix comme instrument d'une politique de gestion de la ressource en eau reste prédominante. Les méta-analyses réalisées par Espey et al. (1997)[10] puis Dalhuisen et al. (2003)[8] sur les nombreux travaux empiriques menés depuis les années 1960 concluent à une demande en eau faiblement élastique au prix (respectivement -0.51 et -0.41 en moyenne) mais dont la valeur estimée dépend fortement des choix retenus pour la variable prix, le type de données et la spécification du modèle. Dalhuisen et al. montrent en particulier que les études basées sur des tarifs croissants par tranche conduisent à des élasticités-prix plus élevées, de même que les études utilisant une variable de prix *sophistiquée* (variable différence ou de perception du prix) et celles utilisant le modèle de spécification *discret-continu* de Hewitt et Hanemann (1995) [17] issu de la littérature sur l'offre de travail (les élasticités-prix atteignant -1.6 dans ce cas). Cependant, le caractère non linéaire de la plupart des structures tarifaires liées à l'approvisionnement en eau génère des problèmes d'identification et de spécification économétrique rendant peu pertinentes les comparaisons entre des approches ayant inégalement tenu compte de ces questions et dont les résultats sont éventuellement biaisés¹³ :

- Le choix de la variable prix explicative - le prix marginal payé par le ménage ou le prix moyen - ne fait pas entièrement consensus parmi les auteurs. Nordin (1976)[22], suite aux travaux effectués sur la demande en électricité, a modifié la spécification du prix en incluant en plus du prix marginal une variable dite *de différence* (correspondant à la différence entre la facture payée par l'utilisateur et ce que serait la facture par application du prix marginal à l'ensemble de la consommation) afin d'introduire un *effet revenu* généré par la structure tarifaire par tranche. Cette spécification est reprise par la plupart des auteurs par la suite ; elle implique cependant que l'utilisateur ait une compréhension fine de la structure tarifaire et cette question a conduit Shin (1985) [27] à introduire un nouveau paramètre de *perception du prix*. Le choix du prix moyen, du prix marginal voire du prix perçu comme variable explicative, requiert des tests empiriques afin de sélectionner la variable la plus adéquate, en fonction de la taille des tranches, de l'existence d'une part fixe et de son amplitude, de la transparence du tarif et de l'intérêt pour l'utilisateur de le connaître dans le détail en fonction du coefficient budgétaire de la dépense en eau par exemple¹⁴ .
- Beaucoup d'analyses ont été effectuées sur des données municipales agrégées, or Schefter et David (1985) [26] ont montré que les moyennes des variables de prix (prix marginal ou variable *différence*) doivent alors être pondérées par la distribution des usagers dans chaque classe de consommation, information indisponible dans nombre d'études utilisant des données agrégées.
- Enfin, dans de telles structures non linéaires, le prix étant dépendant de la consommation (le prix marginal comme le prix moyen), les résultats obtenus par les moindres carrés ordinaires sont biaisés et inconsistants et des modèles en deux étapes (McFadden, 1977) ou à variables instrumentales (Billings, 1982 et Billings et Agthe, 1980) [4] conduisent à de meilleurs estimateurs une fois que la question de l'endogénéité est traitée. Un biais persiste pourtant en raison des discontinuités de la structure tarifaire. Pour cette raison, Hewitt et Hanemann, (1995) et Blundell et Nauges (2003) [5] ont mis en œuvre des estimations du maximum de vraisemblance (ML) basées sur la modélisation de choix discrets appliquée à l'analyse de l'offre de travail où la contrainte budgétaire est linéaire par bloc (*piecewise-linear*). Cette modélisation approche correctement le comportement du consommateur et les élasticités-prix obtenues dans ces dernières études par ML sont significativement plus élevées que celles obtenues par régression par les moindres carrés ou en deux étapes.

¹³Les implications du choix des variables, des types de données utilisées et de la spécification des modèles, ainsi que les principaux problèmes économétriques afférents sont détaillés dans la revue de l'état de l'art effectuée par F. Arbuès et al. (2003)[2].

¹⁴Les tests effectués par Nieswiadomy et Molina (2001) [21] sur la demande en eau dans le cadre de tarifs croissants et décroissants par tranche restent peu concluants en raison de la variance du paramètre de perception du prix.

Blundell et Nauges cependant, après l’avoir testée, rejettent l’hypothèse de normalité des résidus requise par la méthode du Maximum de Vraisemblance, ce qui invaliderait les résultats obtenus. Ils proposent en alternative une méthode non paramétrique de modélisation du choix (série puissance) et obtiennent une élasticité-prix plus faible en moyenne (-0.36 au lieu de -0.68 par ML). Ils mettent également en évidence une gradation de l’élasticité avec le niveau de revenus (l’élasticité-prix est moindre pour les ménages aisés que pour les plus pauvres, plus sensibles au prix¹⁵). Les principales implications des tarifications non linéaires sur la fonction de demande et sur les spécifications économétriques sont développées ci-après.

2.1.1 Implications des tarifications non linéaires sur la fonction de demande

Les tarifications non linéaires génèrent des problèmes de spécification de la fonction de demande similaires à ceux rencontrés dans la littérature sur l’offre de travail, lorsque l’imposition des revenus est progressive par tranche (voir Burtless et Hausman, 1978 et Moffitt, 1990 [23]).

Dans le cadre simplifié d’un tarif croissant avec 2 tranches de consommations de prix p_1 et p_2 (l_1 est la limite de la tranche 1), où q est la consommation en eau et z la consommation en un bien composite rassemblant les autres biens dont le prix unitaire est normalisé à 1, la contrainte budgétaire d’un ménage qui maximise une fonction d’utilité strictement concave s’écrit :

$$I = \begin{cases} p_1q + z & q \leq l_1 \\ p_1l_1 + p_2(q - l_1) + z & q > l_1 \end{cases}$$

et peut aussi s’écrire :

$$\begin{aligned} I &= p_1q + z & q \leq l_1 \\ I + (p_2 - p_1)l_1 &= p_2q + z & q > l_1 \end{aligned}$$

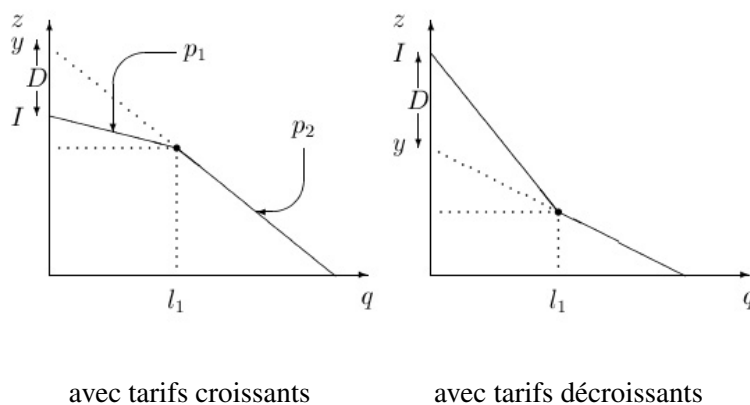
$I + (p_2 - p_1) \cdot l_1$ est ici le *revenu virtuel* et $D = (p_2 - p_1) \cdot l_1$ est appelée *variable de différence*.

Cette quantité correspond à la différence entre ce que serait une facture si l’ensemble de la consommation était facturé au prix marginal et la facture effective. Elle est positive et peut être interprétée comme une subvention dans le cadre de tarifs croissants.

Ces variables (revenu virtuel ou variable différence) ont été introduites suite aux travaux sur la demande en électricité de Taylor (1975) [28] puis Nordin (1976) [22] pour tenir compte de transferts générés par la structure en tranches.

La contrainte budgétaire est alors *linéaire par morceaux* (piece-wise linear) : voir figure 5.

FIG. 5 – Contraintes budgétaires dans le cadre de tarifs non linéaires à deux tranches



Source : Blundell et Nauges, 2002.

¹⁵L’élasticité-prix obtenue par Blundell et Nauges pour le premier quartile de revenus est de -0.46, pour une moyenne dans la population chypriote de -0.36

2.1.2 Implications des tarifications non linéaires sur la spécification économétrique du modèle et sur les approches pour l'estimation des paramètres

Les principaux problèmes de spécification du modèle de demande sont la co-détermination du prix et de la consommation (simultanéité) ainsi que l'existence de discontinuités et de sauts possibles dans la demande au niveau des bornes des tranches. Les techniques d'estimation mises en œuvre pour s'affranchir de la simultanéité de la consommation et du prix marginal et de la *différence* sont principalement les Variables Instrumentales (Billings (1982) [4] utilise comme instruments les prix marginaux et variables *différence* calculés à partir des structures tarifaires appliquées) et les moindres carrés en deux étapes (McFadden (1977) utilise le prix moyen qui est estimé à partir des consommations prédites avec le montant de la facture calculée). Ces deux méthodes, si elles permettent de s'affranchir de l'endogénéité de la variable prix à la consommation, impliquent une linéarisation de la structure tarifaire. Par simplification, les fonctions estimées sont généralement des fonctions linéaires ou plus souvent log-linéaires, faisant implicitement l'hypothèse que l'élasticité prix reste constante avec le prix¹⁶.

Ces fonctions impliquent une modélisation de la consommation directement sans cependant modéliser le choix de la tranche de consommation, or la prise en compte des discontinuités nécessite de modéliser la demande comme une demande conditionnelle au choix de la tranche de consommation.

Dans une structure à deux tranches où p_1 et p_2 sont les prix et y_1 et y_2 sont les revenus *virtuels* dans les tranches 1 et 2, et où la contrainte budgétaire est convexe, la demande conditionnelle au choix de la tranche de consommation est :

$$q = \begin{cases} q^*(p_1, y_1) & \text{si } q < l_1 \\ l_1 & \text{si } q = l_1 \\ q^*(p_2, y_2) & \text{si } q > l_1 \end{cases}$$

et la demande inconditionnelle, correspondant à la combinaison des choix discrets (choix de la tranche de consommation) et continu est alors :

$$q = \begin{cases} q^*(p_1, y_1) & \text{si } q^*(p_1, y_1) < l_1 \\ l_1 & \text{si } q^*(p_2, y_2) \leq l_1 \leq q^*(p_1, y_1) \\ q^*(p_2, y_2) & \text{si } q^*(p_2, y_2) > l_1 \end{cases}$$

Le modèle stochastique correspondant fait intervenir deux types de résidus, suite aux travaux de Burtless et Hausman (1978) et de Moffitt (1986) :

- ε correspond à l'hétérogénéité des préférences des ménages, qui échappent à l'analyse (inobservables, erreurs de spécification...)
- η correspond à une erreur d'optimisation par les ménages (due à la différence entre les consommations voulue et effective)

$$q = \begin{cases} q^*(p_1, y_1) + \varepsilon + \eta & \text{si } \varepsilon < l_1 - q^*(p_1, y_1) \\ l_1 + \eta & \text{si } l_1 - q^*(p_2, y_2) \leq \varepsilon \leq l_1 - q^*(p_1, y_1) \\ q^*(p_2, y_2) + \varepsilon + \eta & \text{si } \varepsilon > l_1 - q^*(p_2, y_2) \end{cases}$$

La vraisemblance d'une observation peut être ainsi estimée sous l'hypothèse de normalité et d'homoscédasticité des résidus. Les résultats des estimations s'avèrent cependant sensibles à ces hypothèses, et des méthodes non paramétriques permettraient de s'en affranchir¹⁷.

¹⁶Des travaux récents (Gaudin et al, 2001 [15] et Martinez-Espineira et Nauges, 2004) [19] modélisent une fonction de type *Stone Geary* afin de mettre en évidence l'existence d'un seuil en dessous duquel la demande est insensible au prix de l'eau. Ils montrent dans ces deux contextes de pays industrialisés (Texas et Séville) qu'environ la moitié de la consommation moyenne constitue un seuil insensible au prix (3m³/pers.mois dans le cas de Séville où la consommation moyenne est de 6,3m³/pers.mois).

¹⁷voir Blundell et Nauges, 2002

2.2 L'évaluation en différence dans un cadre d'expérience naturelle.

L'évaluation en différence fait partie des approches de type *expérience naturelle* développées pour mesurer l'impact d'un choc ou d'une politique, généralement rassemblés sous le terme *traitement*, en utilisant les données avant et après le *traitement* étudié. La question centrale de ces approches est l'absence de *contrefactuel* (c'est à dire d'une situation en l'absence de *traitement* pour les individus ou ménages analysés).

L'impact mesuré est l'impact moyen des individus ou des ménages *traités* (*average treatment effect on the treated*) :

$$E(Y_1 - Y_0/X, D = 1)$$

$E(Y_1/X, D = 1)$, la variable d'intérêt pour les individus ou ménages traités est observable.

$E(Y_0/X, D = 1)$, la variable d'intérêt pour ces mêmes individus ou ménages en l'absence de traitement (le contrefactuel) est approchée par $E(Y_0/X, D = 0)$, observable auprès d'individus ou ménages non affectés par le traitement.

- L'estimateur en *Simple Différence* ou *estimateur avant/après*, utilise les variables mesurées avant le traitement pour approcher le contrefactuel :

Pour un *traitement* intervenant à une date k ($t > k > t'$), $Y_{0,t'}$ est la variable d'intérêt avant le traitement et pour chaque individu ou ménage $Y_{1,t} - Y_{0,t} = (Y_{1,t} - Y_{0,t'}) + (Y_{0,t'} - Y_{0,t})$

$(Y_{0,t} - Y_{0,t'})$ est le biais de sélection. Si sa moyenne peut être considérée comme nulle, alors $(\bar{Y}_{1,t} - \bar{Y}_{0,t'}/D = 1)$ est l'impact du traitement pour les individus ou ménages traités (moyennes mesurées après et avant le traitement).

- L'estimateur en Double Différence ou *Différence en Différence (DD)* :

Si l'hypothèse selon laquelle le biais de sélection est de moyenne nulle ne peut être retenue (la variable d'intérêt ne peut être considérée comme identique en l'absence de traitement) il est nécessaire d'identifier un groupe de contrôle non affecté par le traitement (ou *non traité*) et d'opérer par *Différence en Différence* sous l'hypothèse que les effets temporels soient communs aux deux groupes. Ceci permet de supprimer l'effet d'inobservables existantes à l'échelle des ménages, ainsi que les effets *macros* affectant l'ensemble des ménages. Le choix d'un groupe de contrôle respectant cette hypothèse critique pour l'évaluation est la principale difficulté d'application de cette méthode (Heckman et al, 1999 [16]). L'hypothèse implicite est qu'en l'absence de programme, la variable d'intérêt est la même dans le groupe *traité* et le groupe *non traité*, c'est à dire :

$$E(Y_{0,t} - Y_{0,t'}/D = 1) = E(Y_{0,t} - Y_{0,t'}/D = 0)$$

L'estimateur *DD* $(\bar{Y}_{1,t} - \bar{Y}_{0,t'}/D = 1) - (\bar{Y}_{0,t} - \bar{Y}_{0,t'}/D = 0)$ pour $t > k > t'$ est un estimateur de l'impact du *traitement sur les traités* $E(Y_{1,t} - Y_{0,t}/D = 1)$

- L'impact mesuré peut être considéré comme uniforme parmi les ménages traités (cas simple) : Pour un *traitement* intervenant à une date k :

$$\begin{aligned} Y_{i,t} &= \beta X_{i,t} + \alpha d_i + U_{i,t} & si \ t > \ k \\ Y_{i,t} &= \beta X_{i,t} + U_{i,t} & si \ t \leq \ k \end{aligned}$$

α étant l'impact uniforme du traitement pour l'individu traité (pour qui d_i la variable binaire de participation au *traitement* est égale à 1), Y la variable expliquée, X l'ensemble des variables exogènes et $U_{i,t}$ le résidu de moyenne nulle et indépendant des X .

- Il est également possible de considérer que l'impact n'est pas uniforme parmi les individus :

$$\begin{aligned} Y_{i,t} &= \beta X_{i,t} + \alpha_i d_i + U_{i,t} & si \ t > \ k \\ &avec & \alpha_i = \bar{\alpha} + \epsilon_i \\ &et & \alpha_T = \bar{\alpha} + E(\epsilon_i | d_i = 1) \end{aligned}$$

où $E(\epsilon_i|d_i = 1)$ est l'écart moyen de l'impact parmi les individus traités.

$$Y_{i,t} = \beta X_{i,t} + \bar{\alpha}.d_i + [U_{i,t} + d_i\epsilon_i] = \beta X_{i,t} + \bar{\alpha}.d_i + [U_{i,t} + d_i(\alpha_i - \bar{\alpha})] \quad \text{si } t > k$$

L'impact moyen $\bar{\alpha}$ ne pourra être identifié si le fait d'appartenir au groupe *traité* n'est pas indépendant des caractéristiques des ménages car $E(\epsilon_i|d_i = 1)$ n'est pas nécessairement nul. Seul l'impact du traitement sur les traités $\alpha_T = \bar{\alpha} + E(\epsilon_i|d_i = 1)$ pourra alors être identifié en l'absence d'hypothèses complémentaires. (Blundell, 2000 [6])

Une hausse tarifaire ou la modification du taux d'imposition (Piketty (1999) [24]) peut être considérée comme un choc exogène et analysée par une telle approche en différence. Elle peut être menée par une estimation avant/après en faisant l'hypothèse d'une consommation stable en l'absence de hausse tarifaire (en contrôlant pour les effets observables déterminants le niveau de consommation) ou par une approche en double différence en identifiant un groupe d'utilisateurs non affecté par cette hausse.

2.3 Impact de l'augmentation du prix de l'eau à Manaus

Il a été constaté sur la période 2003-2004 une diminution de la consommation en eau moyenne mensuelle des ménages équipés de compteurs de l'ordre de 4,5%, celle-ci résultant de plusieurs facteurs qu'il s'agira de distinguer : l'extension du réseau dans des quartiers à faible revenus dont les niveaux de consommation en eau sont moins élevés, les campagnes de mise en place de compteurs (remplaçant une facturation forfaitaire), ainsi qu'une réduction effective de la consommation en eau des ménages équipés de compteurs sous l'effet de l'augmentation des tarifs. Parallèlement à la diminution de la consommation, le recouvrement des factures à la date due a fléchi sur la période et le nombre de fermetures de branchements chaque mois a sensiblement augmenté. Afin de mesurer l'impact spécifique de l'augmentation des tarifs, l'analyse est menée sur l'ensemble des ménages connectés de Manaus, à partir des données mensuelles de consommation, des statuts des branchements et des retards de paiement des factures entre les mois de Janvier 2003 et Décembre 2004.

2.3.1 Description des données analysées

Description de la base de données Aguas do Amazonas clients résidentiels 2003/2004 :

La base de données initiale est constituée des données mensuelles enregistrées par l'opérateur sur la période janvier 2003 à décembre 2004 (soit 24 mois consécutifs) de l'ensemble des usagers *strictement résidentiels*¹⁸ du réseau d'approvisionnement en eau de Manaus, identifiés par un branchement qui peut être partagé entre plusieurs ménages. Elle couvre ainsi 78% de la population de Manaus estimée à 368 000 ménages à fin 2004¹⁹.

	Branchements sur la période	Branchements en oct. 2004	Taux de partage	Nb de ménages connectés en oct.2004	Part de la pop. de Manaus
Base initiale	242 724	235 082	12,9 %	288 305	78 %
Base analysée	226 009	221 181	13,3 %	272 132	74 %

La base d'analyse a été restreinte aux branchements exclusivement facturés selon les deux types principaux qui sont *Eau* ou *Eau et Assainissement* et dont le branchement à l'eau a été actif au moins une fois sur la période des 24 mois (6,9% des branchements de la base de données sont restés inactifs sur la période étudiée ; ils ne sont pas conservés dans la base analysée). Les données sont suivies avec une périodicité mensuelle. Il s'agit du statut du branchement (actif ou non), du type de branchement (*compteur* ou *forfait*, ainsi que eau seulement

¹⁸ne sont pas inclus dans cette base les ménages ayant une activité commerciale ou partageant leur branchement avec une activité commerciale.

¹⁹d'après les projections effectuées sur la base du recensement de l'IBGE en 2001, (Ufam, 2004) en octobre 2004.

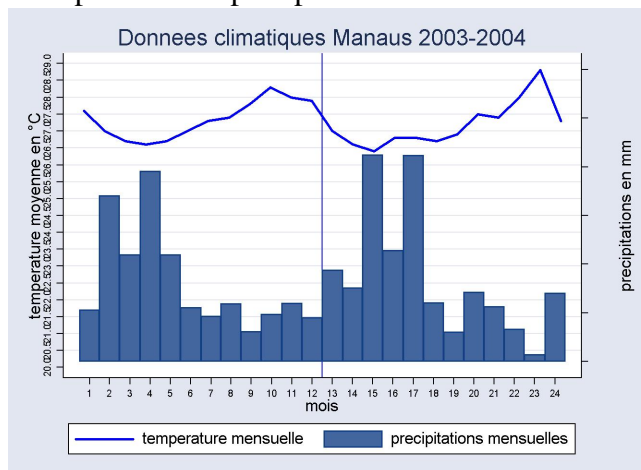
ou eau et assainissement donnant alors lieu à une facturation complémentaire de 80% du prix de l'eau), si le branchement est partagé entre plusieurs foyers (chaque foyer est alors facturé individuellement), ainsi que de la consommation mensuelle (qu'elle soit mesurée ou imputée pour les ménages sans compteurs). Les consommations, enregistrées pour chaque branchement, ont été divisées par le nombre de ménages correspondant à ces branchements, afin d'être exprimées en consommations mensuelles par ménage. Les valeurs aberrantes de consommation mesurée (du fait des compteurs) ont été remplacées par la consommation effectivement facturée lorsque celle-ci dépasse le seuil de facturation. Le prix de l'eau étant dépendant de la tranche de consommation, une variable *classe de référence* a été créée pour décomposer les ménages en fonction de leur niveau de consommation : elle correspond pour chaque ménage à la classe de consommation facturée moyenne sur l'année 2003. Le recouvrement de la facture sous dix jours, disponible sous la forme d'un montant versé, est transformé en variable binaire correspondant au versement d'un paiement ou non dans le délai de 10 jours suivant la facture.

Remarque : le cas des consommations nulles

Les consommations nulles représentent une partie non négligeable des consommations enregistrées pour les branchements à compteurs considérés comme actifs. Elles sont facturées au seuil minimum de 10 m³ mais peuvent recouvrir des situations hétérogènes : des résidences inoccupées (sur les 4231 branchements ayant une consommation toujours nulle sur la période, 53% d'entre eux paient cependant leur facture dans les délais), des défauts de relevé de compteurs (elles sont alors corrigées par le releveur les mois suivants) ou des détournements de compteurs masquant une consommation réelle mais non mesurable. Afin de limiter le bruit causé par ces branchements, plusieurs types de traitement ont été effectués²⁰.

Les données mensuelles de précipitations et température moyenne viennent compléter l'analyse en raison du caractère saisonnier des consommations. Si les températures et précipitations annuelles moyennes des années 2003 et 2004 sont sensiblement les mêmes, les amplitudes ont été plus marquées en 2004. L'année 2004 a fait l'objet de pluies particulièrement fortes en Mars et Mai ayant conduit à des crues exceptionnelles du Rio Negro. Ces variables mensuelles permettront ainsi de contrôler pour les variations climatiques entre les années 2003 et 2004 (figure 6).

FIG. 6 – Températures et précipitations à Manaus en 2003 et 2004



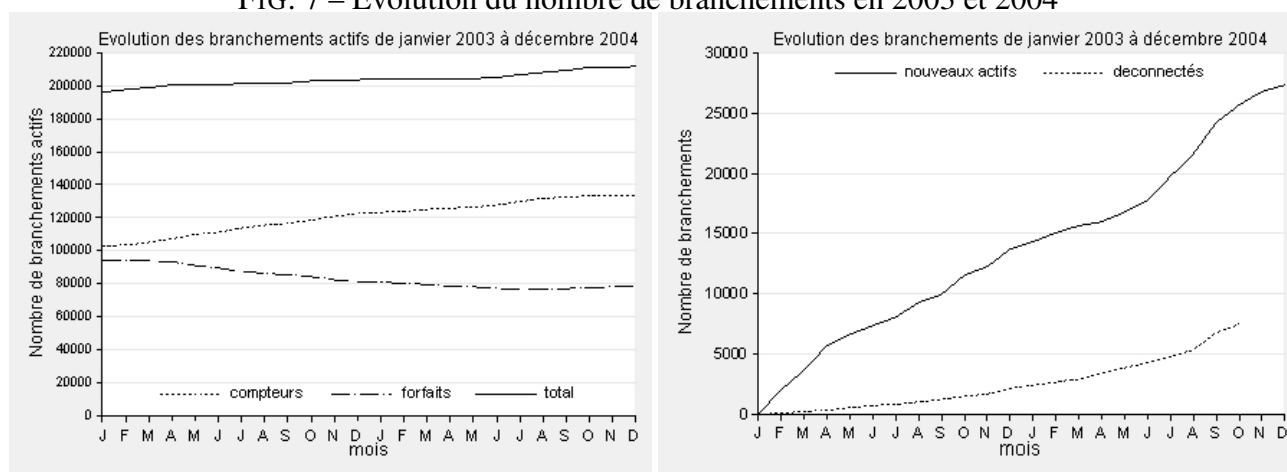
Source : Inmet (Institut National Brésilien de Météorologie), GrEC-USP (Groupe d'Etudes Climatiques de l'Université de Sao Paulo)

²⁰Les consommations nulles qui précèdent une première consommation non nulle sont éliminées (il s'agit en général de branchements en début de mise en service qui n'étaient pas encore utilisés). Les branchements dont les consommations deviennent nulles sont identifiés comme tels, et les consommations nulles correspondantes sont éliminées, car il peut s'agir de branchements devenus inactifs ou détournés. Les consommations nulles occasionnelles sont lissées en faisant la moyenne avec le mois suivant

Principales évolutions sur la période analysée (janvier 2003 à décembre 2004) :

L'extension du réseau d'approvisionnement en eau a compensé la croissance démographique urbaine, estimée à 3,2%/an, le nombre de branchements actifs ayant augmenté de 7,9% en 2 ans. Cette augmentation s'explique en partie par la mise en place de nouveaux branchements (18029, dont 84% équipés de compteurs) mais également par des activations de branchements déjà existants (9320 au total). 80% des nouveaux branchements ont été réalisés dans les quartiers à faible niveau de revenus qui sont également en majorité les quartiers d'installation plus récente. Parallèlement à l'extension du réseau d'approvisionnement, certains branchements sont devenus *définitivement inactifs*²¹ entre janvier 2003 et octobre 2004 (7459, dont 64% de branchements forfaitaires). La proportion de compteurs a augmenté du fait des nouveaux branchements majoritairement équipés de compteurs (alors que les fermetures concernent plus les branchements forfaitaires), mais également en raison des campagnes de passage au compteur de branchements existants. Elle est passée de 52,2% parmi les branchements actifs en Janvier 2003 à 63,1% en décembre 2004. Le taux de connections à l'assainissement est passé de 9,4% à 10,7% des branchements résidentiels actifs (figure 7).

FIG. 7 – Évolution du nombre de branchements en 2003 et 2004



Analyse descriptive de l'évolution des consommations :

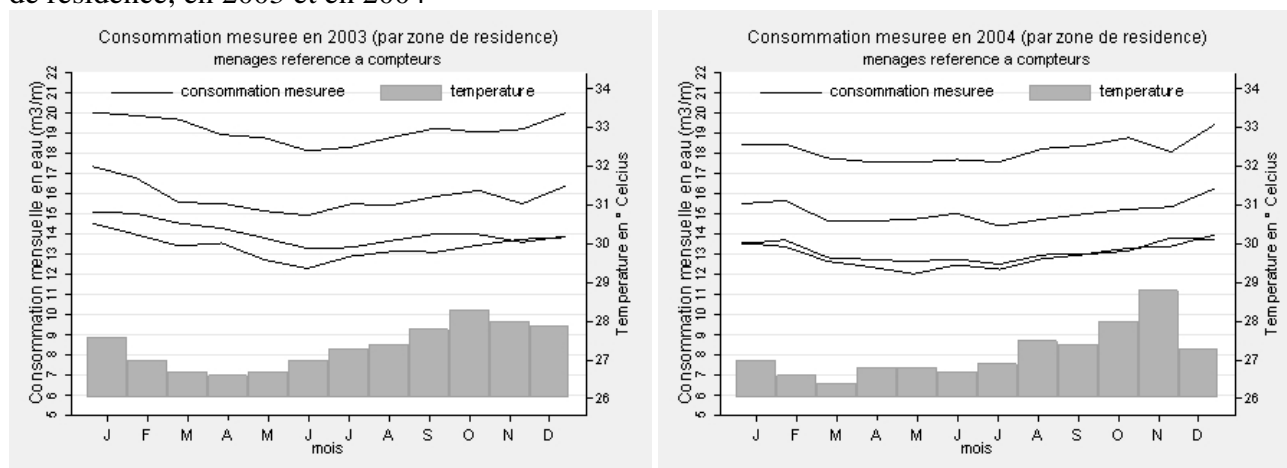
Afin d'analyser les variations de consommation, isolément des modifications de structure de l'échantillon, l'analyse descriptive est menée sur un échantillon cylindré : celui-ci est restreint aux ménages équipés de compteurs ayant maintenu un branchement actif sur l'ensemble de la période étudiée, soit 97533 branchements (74% de l'ensemble des branchements à compteurs actifs en décembre 2004). Voir figure 8 :

Zone de résidence (en fonction du revenu moyen)	Répartition des compteurs en 2003	Consommations moyennes (m ³ /mois)	
		2003	2004
Zone 1	8.7%	13.36	12.92
Zone 2	49%	14.02	13.10
Zone 3	15.3%	15.82	15.09
Zone 4	26.9%	19.16	18.16
Ensemble		15.62	14.74

L'analyse graphique des consommations mensuelles en fonction du temps, regroupées par zone de résidence fait ressortir deux tendances principales :

²¹ *définitivement inactifs* signifie, ici, inactifs au moins 3 mois consécutifs. Les branchements inactifs uniquement sur les deux derniers mois ne sont donc pas comptabilisés, car il peut s'agir d'un état temporaire.

FIG. 8 – Consommations mensuelles en eau des ménages équipés de compteurs, regroupés par zone de résidence, en 2003 et en 2004



- Des variations saisonnières marquées, avec des consommations qui baissent en saison humide et augmentent à nouveau en saison sèche et chaude (les consommations facturées une date donnée correspondent aux consommations en eau du mois précédent).
- Une corrélation positive entre niveau de revenu, ici approché par la zone de résidence²², et le niveau de consommation en eau. Cet indicateur du niveau de revenu reste cependant imparfait car il représente le niveau de revenu du quartier, quand les consommations sont restreintes aux ménages connectés au réseau et équipés de compteurs. Dans le cas de la zone I, le taux de connections reste faible (38% en 2000) et seulement 30% des ménages connectés sont équipés de compteur. Les ménages non connectés dans ces quartiers sont peu équipés en forage privé et dépendent majoritairement de postes publics ou de réseaux clandestins. Ainsi, les consommations en eau enregistrées pour la zone I correspondent à celles des ménages les plus aisés en toute vraisemblance et ceux-ci ne sont pas nécessairement plus pauvres, en moyenne, que ceux de la zone II où la majorité des ménages sont connectés et équipés de compteurs. A l'inverse, les ménages manquants dans la zone IV (connectée à 74% en 2000) sont des ménages aisés ayant leur propre forage.

En ne retenant que les ménages facturés en 2003 au dessus du seuil de consommation de 10 m³/mois²³ (donc à même d'adapter leur facture en fonction du prix), la baisse de consommation à partir du mois de Janvier 2004 apparaît clairement, ceci pour chaque zone de résidence (voir figure 9) :

Zone de résidence	Consommations (m ³ /mois)		Variation moyenne
	2003	2004	
Zone 1	18.80	17.24	- 8.33%
Zone 2	19.12	16.89	-11.64%
Zone 3	20.77	19.08	- 8.15%
Zone 4	24.27	22.24	- 8.38%
Ensemble	20.92	18.88	- 9.75%

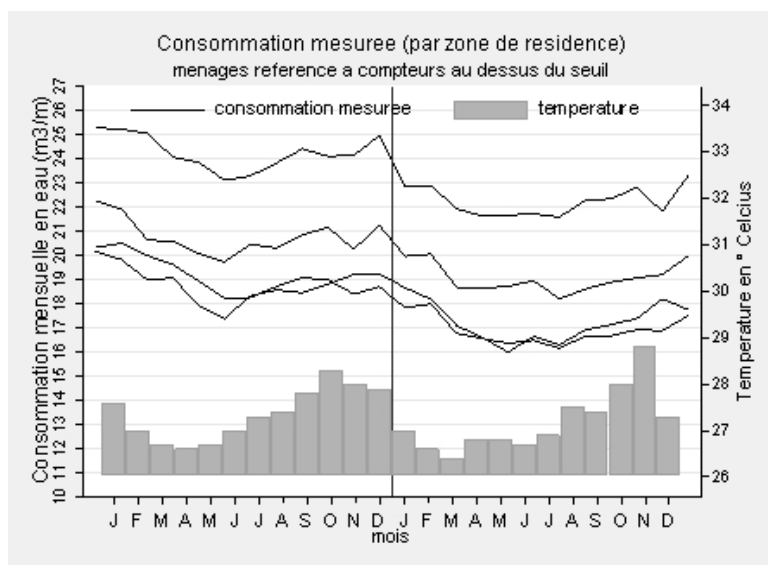
Au-delà du seuil de facturation, la réduction de consommation en eau des ménages équipés de compteur est en moyenne de -10% entre les deux années. La plus forte réduction est observée dans les quartiers de revenu mensuel inférieur à 1000 Réais²⁴ (-11% en moyenne), cependant deux effets non indépendants peuvent ici se

²²Les zones de résidence regroupent ici les quartiers de Manaus sur la base des revenus de ménage mesurés par l'IBGE en 2000, actualisés en Réais 2004 afin de les comparer au Salaire Minimum de 260 \$R/mois.

²³Les ménages consommant au dessus du seuil de facturation représentent 63% de l'ensemble des branchements précédents. (et seulement 60% des branchements équipés de compteurs résidents des zones I et II, les autres ayant une consommation inférieure au seuil minimum de facturation)

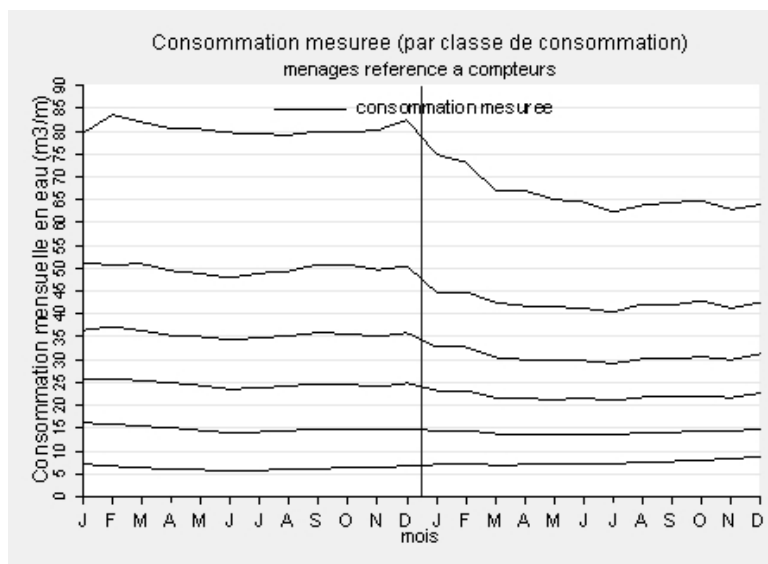
²⁴Réais actualisés 2004

FIG. 9 – Consommations mensuelles en eau des ménages équipés de compteurs et consommant au dessus du seuil, regroupés par zone de résidence, de Janvier 2003 à Décembre 2004.



superposer : l'effet du revenu du ménage, et l'effet de son niveau de consommation initiale. La décomposition en classe de consommation permet d'isoler partiellement ces deux effets (figure 10) :

FIG. 10 – Évolution des consommations mensuelles en eau des ménages équipés de compteurs, regroupés par tranches de consommation, de Janvier 2003 à Décembre 2004 (échantillon cylindré).



La variation de consommation entre 2004 et 2003 est limitée à - 5.5% pour la moyenne des usagers de la tranche 11-20m³/mois, et atteint - 18% pour la moyenne des usagers consommant plus de 60m³/mois en moyenne en 2003. Ces variations sont à mettre en regard avec celle des ménages de la classe 1²⁵, c'est-à-dire consommant

²⁵Ici, les usagers pris en compte sont ceux dont la consommation moyenne annuelle dépasse 5m³/mois afin d'éviter les consommations anormalement faibles correspondant soit à des compteurs détournés soit à un domicile irrégulièrement habité.

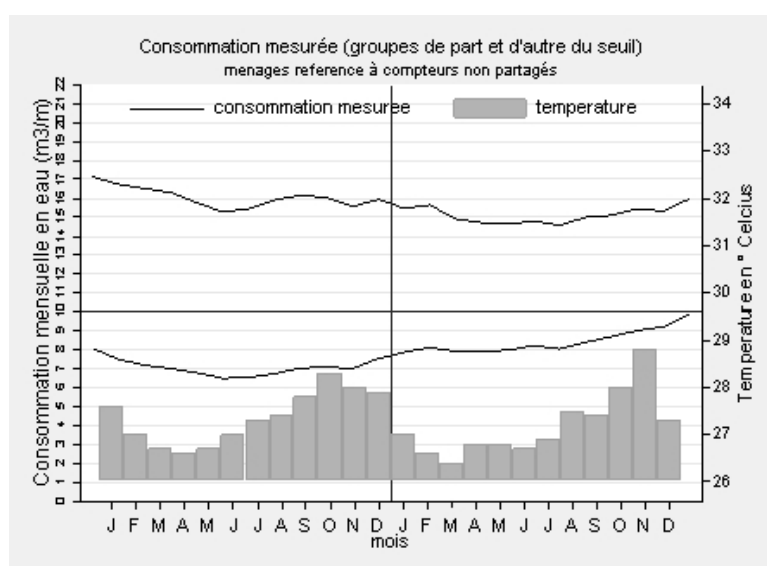
Tranches de Consommation	Consommations mensuelles (m ³ /mois)		Variation
	2003	2004	
Classe 1	8.14	8.85	8.7%
Classe 2	14.87	14.05	-5.5%
Classe 3	24.64	21.93	-17.7%
Classe 4	35.58	30.59	-14%
Classe 5	49.9	42.3	-15.2%
Classe 6	80.52	66.15	-17.8%
Ensemble	17.51	16.13	-7.9%

en dessous du seuil de facturation de 10m³/mois, dont la consommation moyenne a augmenté de 9% sur la même période, leur consommation facturée restant cependant la même.

Comparaison des évolutions de consommations entre les groupes consommant en dessous et au dessus du seuil :

Le groupe d'utilisateurs dont la consommation habituelle mesurée est en dessous du seuil de facturation ne pouvant adapter sa facture par modification de sa consommation, celui-ci pourrait être retenu comme groupe de contrôle, en faisant l'hypothèse que l'augmentation de prix n'a pas d'effet sur sa consommation et que la tendance des consommations en l'absence d'augmentation (le contre factuel pour les ménages facturés selon leur consommation) est la tendance effectivement observée sur ce groupe. Cette tendance « naturelle » en l'absence d'augmentation des prix semble être une tendance à l'augmentation graduelle des consommations (+9% observés). L'analyse graphique détaillée des consommations des ménages équipés de compteurs montre des tendances inversées de part et d'autre du seuil de facturation, cependant sans contrôler pour les variations advenues sur la période. (voir figure 11 et également la figure 14 présentant l'évolution des consommations décomposées par tranche de 1m³, pour les faibles consommateurs)

FIG. 11 – Consommations mensuelles en eau pour le groupe consommant en dessous du seuil de facturation et les ménages consommant juste au-dessus du seuil de facturation en 2003

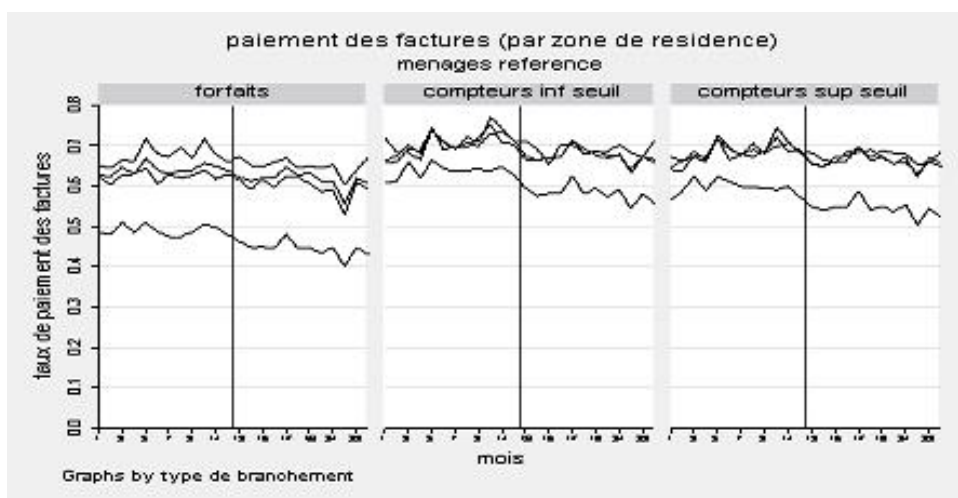


Il semble ainsi que le groupe d'utilisateurs à faible consommation ait une tendance propre, à savoir une tendance à se rapprocher du seuil qui lui est facturé mensuellement. Cette tendance propre, après analyse économétrique en contrôlant pour les variations de température, devra être préalablement *détrendée* avant de pouvoir être exploitée pour le groupe de contrôle.

Les retards de paiement :

Le retard de paiement est également un moyen d'ajustement à l'augmentation de tarif pour le ménage. Il est ici approché par l'information binaire selon laquelle le ménage a payé sa facture à la date due (soit sous 10 jours). Les variations moyennes du taux de recouvrement à 10 jours entre 2004 et 2003 sont non négligeables, surtout pour les ménages facturés forfaitairement et dans les zones à faibles revenus, catégories de branchement générant des taux de recouvrement plus bas que la moyenne avant même l'augmentation de tarif (figure 12 et tableau 2).

FIG. 12 – taux de recouvrement des factures sous 10 jours, par catégorie d'usagers (ménages avec compteurs et ménages facturés forfaitairement).



TAB. 2 – Variations annuelles des taux de paiement sous 10 jours par type de branchement et par zone de résidence :

	Zone 1	Zone 2	Zone 3	Zone 4	Ensemble
forfaits	-9,0%	-3,9%	-4,2%	-3,8%	-5,4%
compteurs inf. seuil	-8,6%	-4,1%	-4,1%	-3,1%	-4,4%
compteurs sup. seuil	-8,8%	-3,5%	-2,1%	-2,3%	-3,3%

Les taux de paiement des factures sous 10 jours entre les années 2004 et 2003 ont ainsi diminué de 4% (dans les zones les plus aisées) à 9 % (dans les quartiers les plus pauvres) pour les branchements facturés au forfait. Il est à noter que dans ces zones à faibles revenus, la dégradation du taux de recouvrement est de même ampleur pour les ménages qui sont facturés selon leur consommation réelle. Bien que le retard de paiement ne présage pas du paiement effectif à terme (le taux de recouvrement moyen par l'opérateur s'améliore significativement à 3 mois, pour atteindre 76% sur l'ensemble de la concession en 2003²⁶), sa valeur relative (variation entre les deux années) permet de contrôler pour le comportement des ménages en terme de paiement des factures.

Les déconnexions :

En raison des déconnexions ou fermetures de branchements, un certain nombre de ménages pouvant avoir fait le choix de ne plus consommer l'eau du réseau sous l'effet du tarif sortent de l'échantillon d'analyse. Affecter une consommation nulle à ces ménages ne permettrait cependant pas de les différencier des ménages ne

²⁶Information du département commercial d'Agua do Amazonas

consommant pas d'eau tout en maintenant leur branchement actif pour des raisons diverses (absence temporaire ou autre) et restant donc facturés au seuil minimum. Par ailleurs, la fermeture peut subvenir à la demande de l'opérateur suite à des défauts de paiement répétés mais également sur demande de l'utilisateur. Les fermetures de branchements ont été limitées en zone 1 alors que le paiement, déjà faible, s'y est le plus dégradé. 64% des déconnexions de 2004 concernent les branchements sans compteurs, ces fermetures totalisant 10% des branchements forfaitaires dans les zones 3 et 4 à revenus modérés ou élevés (où les factures sont elles-mêmes les plus élevées). Les défauts de paiement prolongés ne semblent pas être traités également par l'opérateur, mais il peut s'agir également de décisions de l'utilisateur lui-même vis à vis de son type d'approvisionnement, donc liées aux alternatives à sa disposition.

L'analyse préliminaire conduite sur les ménages équipés de compteurs, restant actifs sur l'ensemble des 24 mois, donc menée sur un échantillon cylindré, a permis de faire apparaître une réduction de la consommation moyenne entre les deux années hors attrition de l'échantillon (cette attrition reste par ailleurs faible pour cette catégorie d'utilisateurs, seuls 2687 compteurs ont été définitivement inactivés en 2004 et elle sera considérée comme négligeable pour la suite de l'analyse).

2.3.2 L'évaluation de l'impact du choc tarifaire

La hausse de tarif de janvier 2004 est traitée comme un choc exogène appliqué entre l'année a et l'année $a + 1$. Pour chaque ménage i , la différence de consommation (en ln) entre le mois m de l'année $a + 1$ et le mois m de l'année a est :

$$\Delta \ln C_{(m,i)} = \ln C_{(m(a+1),i)} - \ln C_{(m(a),i)}$$

En différence, n'entrent plus en compte les caractéristiques des ménages qui n'ont pas varié entre les années $a + 1$ et a (soient les effets fixes ménages, ainsi seront supposées comme inchangées les caractéristiques influençant la demande telles que la taille du ménage et les revenus) ainsi que les effets fixes "mois". Seules restent déterminantes les variables ayant changé entre les années $a + 1$ et a , considérées mois par mois, à savoir : le niveau mensuel de précipitation P , la température moyenne mensuelle T , les caractéristiques de raccordement des ménages X_i (nombre de ménages partageant la facture, éventuel raccordement au réseau d'assainissement), et le tarif dont l'effet sera mesuré dans la constante liée à l'année a , celui-ci restant constant sur chacune des années considérées.

$$\Delta \ln C_{(m,i)} = \Delta A + \alpha \cdot \Delta \ln P_{(m)} + \beta \cdot \Delta \ln T_{(m)} + \gamma \cdot \Delta X_{(m,i)} + \Delta U_{(m,i)}$$

L'ensemble de la population connectée au réseau d'eau ayant subi l'augmentation de tarif simultanément, il n'existe pas de groupe de contrôle naturel et se pose alors la question critique du contrefactuel. Les consommations mensuelles agrégées communiquées par l'opérateur ne permettent pas d'approcher une tendance éventuelle des consommations sur plusieurs années, en raison des modifications importantes de la structure même de la clientèle (extension dans les quartiers les plus pauvres, passage aux compteurs de nombreux forfaits, *décohésions* des branchements) mais également en raison des consommations faibles ou nulles comptabilisées par l'opérateur au seuil de facturation. L'estimation de cette éventuelle tendance annuelle (*trend*) aurait nécessité les données individuelles d'une année complémentaire en amont du choc tarifaire, soit la totalité de l'année 2002.

- Une première hypothèse selon laquelle il n'existe pas de tendance annuelle spécifique en l'absence de choc tarifaire permet d'analyser les consommations en simple différence mois à mois pour les ménages consommant au-dessus du seuil de facturation. En raison du décalage entre mois de facturation et mois de consommation, les données climatiques retenues seront les moyennes sur les deux mois précédents la facturation. L'ensemble de la variation résiduelle mesurée entre les deux années sera alors attribué à l'augmentation du prix (+31.51% entre 2003 et 2004 pour chaque tranche de consommation) en l'absence d'informations sur d'éventuels chocs advenus durant cette période.
- Une seconde hypothèse, selon laquelle les ménages consommant en dessous du seuil de facturation ont une tendance propre linéaire graduelle à se rapprocher de ce seuil qui leur est facturé, permet, une fois cette tendance éliminée, de conserver ce groupe comme *contrôle* et ainsi d'éliminer les chocs inobservés (problèmes d'approvisionnement ou autres) qui ont affecté l'ensemble de la population. Sous cette hypothèse,

et sous l'hypothèse que ces ménages sont affectés par ces chocs de la même façon que les autres usagers, la variation mesurée par double différence pour les usagers consommant au dessus du seuil de facturation pourra être attribuée à l'augmentation de prix entre 2003 et 2004.

2.3.3 Analyse économétrique de la variation de consommation par différence mois à mois :

Les données retenues pour l'analyse économétrique sont celles de l'ensemble des ménages à compteurs dont le branchement a été actif au moins une fois sur la période, dont sont cependant éliminés les ménages ayant modifié le mode de partage du branchement (par décohabitation ou modification du nombre de ménages) car les effets de cette modification seront différents suivant le niveau de consommation initiale²⁷, ceux qui ont changé de statut de branchement (*Eau* ou *Eau et assainissement*) car ces modifications peuvent aller dans les deux directions, ainsi que les ménages dont la consommation moyenne mensuelle ne dépassait pas 5m³/mois²⁸.

Analyse en simple différence pour les usagers consommant au dessus du seuil de facturation :

Le tableau 3 présente les résultats de la régression de la différence de consommation en eau sur l'ensemble de l'année, en faisant apparaître les variations mensuelles par rapport à la moyenne et en contrôlant pour les variations dans le paiement de la facture par les ménages. Les résultats complets de la régression sont présentés en annexe, tableau 13.

TAB. 3 – Variations mensuelles de la réduction de la consommation en eau entre 2003 et 2004, de l'ensemble des ménages équipés de compteurs (régression MCO) :

	Coefficients	
Différence de consommation (en ln)	-0.1446	**
janvier	0.0404	**
février	0.0344	**
mars	-0.0162	**
avril	-0.0205	**
mai	-0.0130	**
juin	0.0181	**
juillet	-0.0115	**
août	-0.0172	**
septembre	-0.0281	**
octobre	-0.0119	**
novembre	-0.0003	
décembre	0.0256	**
<i>variables de contrôle</i>		
variation du recouvrement		
* significative à 5% ; ** significative à 1%		
la somme des coefficients mensuels est contrainte à 0		

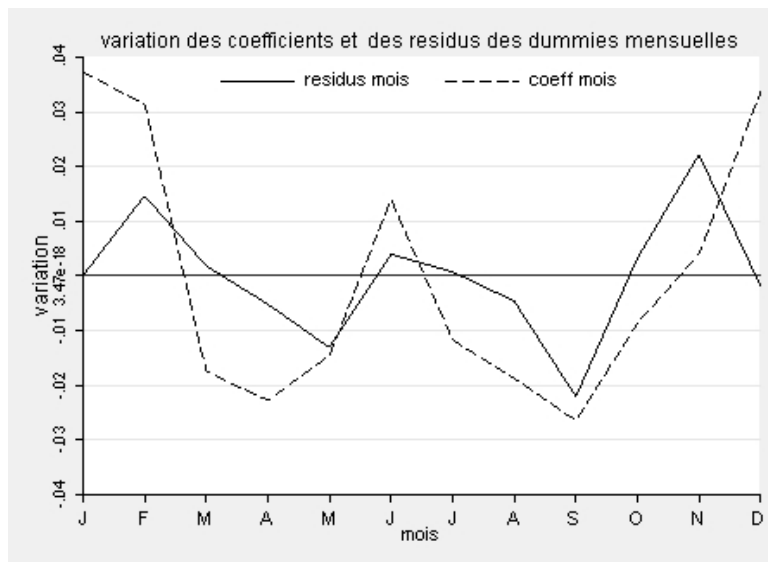
Les variations dans le temps étant en partie dues aux variations climatiques (les températures et la pluviométrie ne sont pas stables d'une année sur l'autre), il est nécessaire d'analyser ces variations de consommation une fois contrôlé pour ces variations climatiques, en régressant les coefficients des dummies mensuelles obtenus lors de la régression précédente sur les données de températures et de précipitations correspondantes afin d'en

²⁷un ménage consommant initialement sous le seuil, se séparant en deux ménages va voir sa facture être multipliée par 2, alors qu'un ménage consommant dans les tranches élevées verra son prix unitaire baisser s'il décohabite

²⁸les usagers pris en compte sont ceux dont la consommation moyenne annuelle dépasse 5m³/mois afin d'éviter les consommations anormalement faibles correspondant soit à des compteurs détournés soit à un domicile irrégulièrement habité.

extraire les résidus (figure 13, la régression correspondante est présentée en annexe, tableau 13) :

FIG. 13 – variations des coefficients des dummies mensuelles et variations des résidus de la régression de ces coefficients sur les variations de température et de précipitations pour chaque mois.



Une fois l'effet des variations climatiques pris en compte, il ne se dégage pas de tendance temporelle des variations mensuelles de la réduction de la consommation en eau. En particulier, les moindres baisses observées en début et en fin de période (janvier en décembre) sont corrigées. Les variations non expliquées par les variables disponibles pour l'analyse (de $\pm 2\%$) peuvent être dues à des événements touchant l'ensemble de la ville, des incidents dans l'approvisionnement en eau, mais également à des variations dans la durée entre deux relevés de consommations (ces durées pouvant aller de 29 à 32 jours).

La suite de l'analyse est donc menée sur la totalité des mois de l'année, en contrôlant pour les variations de températures et de précipitations. Comme attendu, une augmentation de température, ainsi qu'une baisse des précipitations, conduit à une augmentation de la consommation en eau. Enfin, le fait de mieux payer sa facture dans les délais (afin d'éviter une coupure) conduit également à une baisse de la consommation en eau. Une fois contrôlé pour ces variations, la réduction moyenne de la consommation entre 2003 et 2004 a été de -13,19% (-0.1415 en différence de ln), voir tableau 4 et tableau 14 en annexe.

TAB. 4 – Variation moyenne de la consommation en eau (en ln)

Différence de consommation (en ln)	-0.1415	[-0.1425	-0.1405]
<i>variables de contrôle</i>			
variation de précipitation (en ln)	-0.0162	[-0.0187	-0.0137]
variation de température (en ln)	1.5325	[1.4252	1.6398]
variation du recouvrement	-0.0159	[-0.0176	-0.0142]

entre crochets, l'intervalle de confiance à 95%

En utilisant comme *proxy* du niveau de vie, la zone de résidence, il apparaît que les ménages des zones 1 et 2, les zones les plus pauvres, ont réduit plus fortement leur consommation en eau (-13 à -15%) que ceux des zones 3 et 4, quartiers plus favorisés (-11%), voir tableau 5 et le tableau 15 en annexe.

²⁹les taux de variation sont calculés directement à partir des différences moyennes des logarithmes des consommations sous l'hypothèse d'un impact uniforme. Les effets de l'hétérogénéité de l'impact sont présentés en annexe A.3.3

TAB. 5 – Variation de la consommation en eau (en ln), par zone de résidence

Zone de résidence	Différence de consommation entre 2004 et 2003		
	en différence de ln		en taux de variation ²⁹
zone 1	-0,1433	[-0,1495 - 0,1372]	-13.4 %
zone 2	-0,1625	[-0,1652 - 0,1597]	-15.0 %
zone 3	-0,1203	[-0,1246 - 0,1160]	-11.3 %
zone 4	-0,1196	[-0,1230 - 0,1162]	-11.3 %

entre crochets, l'intervalle de confiance à 95%

Cette élasticité plus forte au prix dans les quartiers à faibles revenus est cependant peu apparente en raison de l'effet du niveau de consommation initial : A niveau de revenu égal, plus le niveau de consommation initial (consommation moyenne de 2003) est élevé, plus la réduction de consommation en 2004 est forte, ceci dans chaque zone, atteignant une amplitude de -25% dans les classes de consommations supérieures à 40m³/mois. Le niveau de consommation est cependant une variable complexe dans la mesure où il est lui-même une *proxy* du revenu, mais il fait intervenir également d'autres caractéristiques de la consommation en eau, telles que l'existence d'un seuil de consommation peu compressible et d'une consommation *de luxe* plus sensible au prix au dessus de ce seuil (tableau 6).

TAB. 6 – Variation de la consommation en eau (en ln), par tranche de consommation

Tranche de consommation initiale	Différence de consommation entre 2004 et 2003			
	zone 1	zone 2	zone 3	zone 4
Classe 2	- 0,1065	- 0,1252	- 0,0786	- 0,0771
Classe 3	- 0,2127	- 0,2286	- 0,1605	- 0,1277
Classe 4	- 0,2600	- 0,2698	- 0,2183	- 0,1827
Classe 5	- 0,2846	- 0,2473	- 0,2564	- 0,2164
Classe 6	ns	- 0,3133	- 0,3563	- 0,2868

Les plus gros consommateurs ont ainsi été les plus forts modérateurs de leur consommation, bien que cette baisse soit moins prononcée dans les quartiers aisés³⁰. En utilisant le revenu moyen de chaque quartier (données IBGE 2000) afin d'affiner l'effet du niveau de vie sur la variation de consommation en fonction du prix de l'eau, cet effet apparaît significatif et positif, c'est à dire que le revenu modère effectivement la réduction de consommation en eau, ceci malgré l'effet du niveau de consommation : plus le quartier de résidence des ménages est aisé, moins ils ont réduit leur consommation en 2004 (voir tableau 16 en annexe, présentant les résultats de la régression en incluant la variable de revenu moyen du quartier de résidence).

Impact de l'augmentation de tarif en fonction du niveau de vie des ménages :

L'impact distributif de l'augmentation de tarif est ensuite évalué à partir de l'échantillon de ces ménages ayant fait l'objet d'une enquête socio-économique par l'Université Fédérale d'Amazonas (Ufam) en Septembre 2004³¹. Ces ménages, issus d'un échantillon représentatif de la ville de Manaus (voir en annexe A.2 la des-

³⁰les ménages consommant en classe 2 représentent plus de 60% de l'échantillon retenu pour l'analyse de l'élasticité, alors que les classes 5 et 6 n'en totalisent que 4%.

³¹3012 ménages, représentatifs de la population de Manaus ont été interrogés par les enquêteurs de l'Ufam en septembre 2004. Parmi eux, 2122 ménages sur les 2282 ménages connectés au réseau d'eau ont pu être identifiés dans la base de l'opérateur Aguas do Amazonas.

cription de l'échantillon) sont classés par quintiles à partir du revenu familial mensuel, exprimé par équivalent adulte³² (tableau 7)

TAB. 7 – Répartition des ménages connectés au réseau d'eau par quintile de revenus

	Branchements sans compteurs	Branchements avec compteurs	
		Classe 1	Au-delà de la classe 1
quintile 1	56.7%	15.3%	28.0%
quintile 2	47.0%	16.9%	36.1%
quintile 3	45.9%	14.9%	39.2%
quintile 4	35.0%	16.8%	48.2%
quintile 5	22.2%	15.0%	62.8%

Parmi les ménages connectés au réseau d'eau, 70% des ménages les plus pauvres sont facturés forfaitairement, que ce soit sur la base d'un forfait réel ou sur la base du seuil de facturation. Ils subissent ainsi les 31.51% d'augmentation de leur facture sans possibilité d'ajustement par la consommation. Inversement, 63 % des ménages les plus riches sont facturés sur la base de leur consommation réelle et sont à même d'ajuster leur facture. La consommation réelle des ménages n'est connue que pour les ménages équipés de compteurs, soit environ 60% de la population. Les consommations individuelles moyenne et médiane de ces ménages sont respectivement 4,1 m³/pers.mois et 3,4 m³/pers.mois. L'analyse par régression linéaire en différence de consommation est effectuée comme pour l'ensemble de la base des usagers, avec les mêmes variables de contrôle. Sur cet échantillon réduit de ménages consommant au dessus du seuil de consommation et pour lesquels les données socio-économiques sont disponibles (849 ménages), la différence de température n'est plus significative, et seule la différence de précipitation est retenue comme variable climatique (voir tableau 8 et en annexe le tableau 17).

TAB. 8 – Ménages connectés au réseau d'eau et consommant au dessus du seuil de facturation : répartition par quintile de revenus et variation de la consommation en eau entre 2004 et 2003.

	Proportion des ménages	Différence de consommation entre 2004 et 2003	
		en (ln)	en tx de variation
quintile 1	9,8%	-0,2386	-21,23%
quintile 2	16,4%	-0,1421	-13,25%
quintile 3	15,5%	-0,1069	-10,14%
quintile 4	24,3%	-0,0810	- 7,78%
quintile 5	34,1%	-0,1044	- 9,91%

Les résultats de la régression confirment la tendance approchée par les analyses précédentes sur la base de la zone de résidence, à savoir que les ménages les plus pauvres (parmi eux, ceux qui avaient la possibilité de contrôler leur facture car consommant initialement au dessus du seuil de facturation) ont plus modéré leur consommation que les autres suite à l'augmentation des tarifs. Andrade et Araújo Lobão (1996) [1] au Brésil ainsi que Blundell et Nauges (2002) [5] à Chypre avaient également mis en évidence une élasticité au prix de l'eau plus forte pour les ménages les plus pauvres. Les ménages du premier quintile (soient les ménages appartenant aux 20% les plus pauvres de Manaus) ont baissé de 21% leur consommation entre 2004 et 2003. Les ménages les plus riches ont également diminué leur consommation mais en proportion moindre (-10%). En conséquence de cette modération, les factures des ménages pouvant ajuster leur consommation ont augmenté de 16.5% en valeur médiane, quand celles des autres ménages (70%, soit la majeure partie des ménages les plus pauvres connectés au réseau) ont augmenté de 31.5%.

³²La taille du ménage au dénominateur est à la puissance 0,7 afin de tenir compte d'un rendement d'échelle.

Analyse en double différence avec comme groupe de contrôle les ménages consommant entre 6 et 8 m3/mois en moyenne en 2003 (soit en dessous du seuil de facturation, mais avec une consommation significative) :

Une fois contrôlé pour les variations climatiques advenues entre les mois 2004 et 2003, il persiste une tendance mensuelle à l'augmentation de consommation pour le groupe retenu comme groupe de contrôle (groupe consommant en moyenne en dessous du seuil de facturation). Le graphe 15 en annexe représente les coefficients des indicatrices mensuelles de la régression de la différence de consommation en eau du groupe de contrôle, avant contrôles climatiques, et les résidus de la régression une fois contrôlé par les variations climatiques et une tendance mensuelle linéaire uniforme.

Deux hypothèses seront retenues ici pour des scénarios avec hypothèse haute et hypothèse basse qui permettent d'absorber les chocs macroéconomiques subis par l'ensemble des usagers et non observés avec les données disponibles :

– Hypothèse basse : La tendance à l'augmentation de consommation est propre à la catégorie d'usagers consommant en dessous du seuil de facturation, ceux-ci cherchant à se rapprocher du seuil facturé. En éliminant cette tendance uniforme, la variation mensuelle, une fois égalisées les données climatiques mensuelles, devient légèrement négative.

L'hypothèse implicite devient alors la suivante : en l'absence d'augmentation des prix, la tendance temporelle de l'ensemble des usagers, non expliquée par les variables disponibles, est à une légère baisse des consommations.

– Hypothèse haute : L'augmentation progressive de consommation observée au niveau du groupe de contrôle est la tendance contrefactuelle de l'ensemble des usagers.

En double différence, la variation de consommation entre 2003 et 2004 des usagers consommant au dessus du seuil est alors moindre que celle mesurée en simple différence (-12% contre -13,2%) avec l'hypothèse basse, et plus accentuée avec l'hypothèse haute (-17.7%) : voir tableau 9 et le tableau 18 de la régression en annexe, ainsi que les taux de variation en considérant l'hétérogénéité de l'impact en annexe A.3.3. Ces deux hypothèses permettent d'encadrer l'estimation de l'élasticité-prix moyenne correspondante, en attribuant la totalité de la variation résiduelle à l'augmentation de tarif de 31.51%, déterminant une fourchette de -0.38 à -0.56 suivant l'hypothèse sur la tendance préalable retenue.

TAB. 9 – Variation de consommation en double différence

Tranche de consommation initiale	Différence de consommation entre 2003 et 2004 (en ln)	
	hypothèse basse	hypothèse haute
Ensemble (hors classe 1)	- 0,1275	- 0,1955
Classe 2	- 0,0907	- 0,1587
Classe 3	- 0,1694	- 0,2374
Classe 4	- 0,2072	- 0,2752
Classe 5	- 0,2183	- 0,2863
Classe 6	- 0,2832	- 0,3512
Groupe de contrôle (classe 1)	-0,0140	+ 0,0540

3 CONCLUSION

L'augmentation du tarif de l'eau à Manaus, bien qu'appliquée uniformément à l'ensemble des usagers, a eu des effets différents suivant les catégories de résidents concernées :

Seuls les ménages les plus pauvres, consommant soit en dessous du seuil de facturation de 10 m³/mois, soit sur la base d'un forfait mensuel pré-établi, ont subi une augmentation effective de leur facture d'eau de 31.5%, c'est-à-dire de même magnitude que la hausse des prix unitaires. Dans cette catégorie, les retards de paiement ont augmenté plus fortement que dans les autres. Les ménages plus aisés, ayant la possibilité de moduler leur consommation car facturés sur la base de leur consommation réelle, ont réduit l'impact de cette hausse sur la facture mensuelle, mettant en évidence une élasticité de la consommation au prix de l'eau de -0.4 à -0.6 en moyenne, suivant la tendance préalable considérée et d'autant plus élevée que le niveau de consommation initiale est élevé. A tranche de consommation égale (il faut ici rappeler que la majeure part des ménages facturés au delà du seuil consomment dans la seconde tranche) ce sont les ménages les plus pauvres qui ont le plus modéré leur consommation (l'élasticité-prix des ménages du premier quintile est estimée à -0.7 en l'absence de tendance préalable).

La hausse uniforme des tarifs, en conduisant à la limitation des consommations les plus fortes a ainsi contribué à déséquilibrer plus encore le système de péréquations, qui était déjà peu satisfaisant auparavant, tout en pénalisant les ménages les plus modestes dont la majorité est facturée forfaitairement.

Depuis, un projet de réforme sur la tarification a été menée par l'opérateur avec le régulateur des services, sur la base d'un tarif uniforme avec en contrepoint la nécessité d'assurer un *tarif social* sous forme de décompte pour les ménages à faibles revenus éligibles.

Références

- [1] Andrade T.A. et W.J. de Araùjo Lobão (1996), *Tarifação Social no Consumo Residencial de Agua*, Texto para discussão n° 438, IPEA, Brazil.
- [2] Arbues F. et al. (2003), *Estimation of residential water demand : a state-of-the-art review*, Journal of Socio-Economics 32, 81-102.
- [3] Bertrand M., Duflo E. and Mullainathan S.(2003), *How Much Should we Trust Differences-in-Differences Estimates ?*, Quarterly Journal of Economics, MIT Press, vol. 119(1), pages 249-275, February.
- [4] Billings R. and Agthe (1980), *Price Elasticities for Water : A Case of Increasing Block Rates*, Land Economics 56(1), 73-84
- [5] Blundell R. and C. Nauges (2002), *Estimating Residential Water Demand under Block Rate Pricing : A Nonparametric Approach*, Working Paper 02.21.096 LEERNA-INRA, Toulouse and University College London
- [6] Blundell R. and M. Costa Dias (2000), *Evaluation Methods for Non-experimental Data*, Fiscal Studies, Vol 21, N°4, pp 427-468.
- [7] Boland J. and D. Whittington (2000), *The Political Economy of Water Tariff Design in Developing Countries*, in Ariel Dinar (ed) *The Political economy of Water Pricing Reforms*, Oxford University Press : Oxford, 215 -235.
- [8] Dalhuisen J. et al. (2003), *Price and Income Elasticities of Residential Water Demand : A Meta-Analysis*, Land Economics 79 (2), 292-308.
- [9] Duflo E.(2002), *Empirical Methods* , mimeo MIT
- [10] Espey J.,Espey M. and Shaw W.(1997), *Price Elasticity of Residential Demand for Water : A Meta-Analysis*, Water Resources Research, 33(6) : 1369-1374.
- [11] Ferreira F. Lanjow P. and Neri M. (2000), *A new Poverty profile for Brazil using PPV, PNAD and Census Data*.
- [12] FGV, GV Consult (2004), *Estudo de Novo Regime Tarifario, Survey for Aguas do Amazonas*, coord. Roberto Perosa, FGV, Report for Aguas do Amazonas.
- [13] Foster V. et al. (2006) *The Distributional Incidence of Residential Water and Electricity Subsidies* World Bank Policy Research Working Paper 3878.
- [14] Galiani S., Gertler P. and Schargrotsky E.(2005), *Water for Life : The Impact of the Privatization of Water Services on Child Mortality*, Journal of Political Economy, vol 113, 83-120
- [15] Gaudin S. Griffin R.. and Sickles R. (2001), *Demand Specification for Municipal Water Management : Evaluation of the Stone-Geary Form*, Land Economics 77 (3), 399-422.
- [16] Heckman J., Lalonde R. and J. Smith (1999), *The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs*, in Handbook of Labor Economics, Volume 3, Elsevier Sciences, 1865-2097.
- [17] Hewitt J. and Hanemann W. (1995), *A Discrete/Continuous Choice Approach to Residential Water Demand under Block Rate Pricing*, Land Economics 71 (May), 173-192.
- [18] Jalan J. et M. Ravallion (2001), *Does Piped Water Reduce Diarrhea for Children in Rural India ?* World Bank Policy Research Working Paper 2664.
- [19] Martinez-Espineira R. and Nauges C. (2004), *Is all Domestic Water Consumption Sensitive to Price Control ?* , Applied Economics 36, 1697-1703.
- [20] Morel à l'Huissier A. et A. Olivier (2003), *Willingness to Pay Survey for Water and Sanitation Services in Manaus*, Report for Suez Environnement.
- [21] Nieswiadomy M. and Molina D. (2001), *A Note on Price Perception on Water Demand Models*, Land Economics 67 (3), 352-359
- [22] Nordin, J. (1976), *A Proposed Modification of Taylor's Demand Analysis : Comment*, The Bell Journal of Economics, 7, 719-721.

- [23] Moffitt R. (1986), *The Econometrics of Piece-wise Linear Budget Constraints*, Journal of Business and Econometric Statistics, 4(3), 317-328.
- [24] Piketty T. (1999), *Les hauts revenus face aux modifications des taux marginaux supérieurs de l'impôt sur le revenu en France, 1970-1996*, Economie et Prévision 138-139 , 25-60
- [25] PPIAF (2002), *Water and Subsidies in South Asia : Understanding the Basics*, Prepared by Whittington D., Boland J. and Foster V.
- [26] Schefter J. and David E. (1985), *Estimating Residential Water Demand under Multi-Part Tariffs, using aggregate Data*, Land Economics 61 (3), 272-280.
- [27] Shin J. (1985), *Perception of Price when Price Information is Costly : Evidence from Residential Electricity Demand*, Revue d'Economie et Statistiques, 67(4), 591-598.
- [28] Taylor L. (1975), *The Demand for Electricity : A Survey*, The Bell Journal of Economics, 6, 74-110.
- [29] Universidade Federal do Amazonas (2004), *Pesquisa Socioeconomica : Subsidios para a definição de novo regime tarifario*, Survey for Aguas do Amazonas, coordinated by Dra. Andrea Waichman.

A ANNEXES

A.1 Tarifs appliqués de 2000 à 2004.

Les augmentations tarifaires appliquées jusqu'en 2004 sont uniformes, sans modification de la structure :

TAB. 10 – Les différents tarifs appliqués à Manaus de 2000 à 2004

Catégorie et tranches de consommation	Tarifs (\$R/m ³)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Résidentiel					
0 a 10 m ³	0,6240	0,6929	0,7955	0,8670	1,1402
11 a 20 m ³	1,210	1,344	1,5425	1,6800	2,2094
21 a 30 m ³	1,848	2,052	2,3558	2,5650	3,3733
31 a 40 m ³	2,517	2,795	3,2086	3,4940	4,5951
41 a 60 m ³	2,904	3,225	3,7019	4,0310	5,3013
> 60 m ³	3,311	3,677	4,2207	4,5960	6,0444
Industriel					
0 a 40 m ³	2,891	3,210	3,6853	4,0120	5,2763
> 40 m ³	3,964	4,402	5,0532	5,5020	7,2359
Public					
0 a 12 m ³	2,891	3,210	3,6853	4,0120	5,2763
> 12 m ³	3,964	4,402	5,0532	5,5020	7,2359
Commercial					
0 a 12 m ³	2,215	2,460	2,8236	3,0750	4,0441
> 12 m ³	3,085	3,426	3,9326	4,2820	5,6314
Mixte					
0 a 40 m ³	1,6057	1,7830	2,0468	2,2285	2,9308
> 40 m ³	3,3107	3,6763	4,2204	4,5951	6,0432

Source : FGV, 2004 [12]

(1) Juillet 2000

(2) Ajustement annuel + 11,0421% - janvier 2001.

(3) Augmentation exceptionnelle du tarif + 14,8% approuvée le 06/03/02.

(4) Ajustement annuel + 8,8778% approuvé le 27/06/02.

(5) Augmentation exceptionnelle du tarif + 31,5141%, appliquée en janvier 2004.

A.2 Description de la base de données *Enquête Ménages Ufam - Septembre 2004*

Les données enregistrées après de 3012 ménages entre Août et Septembre 2004, répartis sur l'ensemble de la ville de Manaus (56 quartiers), couvrent les caractéristiques socio économiques des ménages (taille du ménage, niveau d'éducation, profession, dépenses et revenus mensuels) et leurs conditions de vie (type de logement, source d'énergie, approvisionnement en eau, assainissement, principaux équipements). Parmi ces ménages, 2282 déclarent être abonnés au service municipal d'approvisionnement en eau, avec un branchement actif au moment de l'enquête, soit 76% de l'échantillon, et 5% à l'assainissement. 2122 ménages ont pu être identifiés dans la base de l'opérateur à partir de leur numéro d'abonné, soit 93% des ménages de l'enquête identifiés comme abonnés du réseau d'approvisionnement en eau et ayant un branchement actif au moment de l'enquête. Pour ces ménages, sont ainsi disponibles à la fois les données socio-économiques transversales de Septembre 2004 et les données mensuelles liées à la consommation en eau de janvier 2003 à décembre 2004.

	Nb de ménages	Nb de ménages usagers du réseau	Prop. de ménages usagers du réseau	Prop. de ménages identifiés parmi les usagers du réseau
Base initiale	3012	2282	76%	
Base analysée	2122	2122	100%	93 %

Principales caractéristiques de ce sous-échantillon de ménages abonnés du réseau en référence à l'ensemble des abonnés du réseau en octobre 2004 :

- 18,5% ont un branchement en partage (vs. 29% de l'ensemble des usagers résidentiels).
- 59.9% ont un compteur d'eau (vs. 62% de l'ensemble des usagers résidentiels)
- 6.6% sont également connectés à l'assainissement (vs. 9.6% de l'ensemble des usagers résidentiels)

Répartition des ménages par quintile de revenu (revenu par équivalent adulte) dans les sous-échantillons :

TAB. 11 – Usagers du réseau d'approvisionnement par quintile de revenu

Quintiles de revenu	ménages déclarant dans l'enquête un branchement actif		ménages identifiés dans l'enquête		
	Freq.	Pourcentage.	Freq.	Pour cent.	Prop. des usagers
1	389	17.05 %	360	16.97 %	92.5%
2	399	17.48 %	370	17.44 %	92.7%
3	472	20.68 %	436	20.55 %	92.4%
4	502	22.00 %	469	22.10 %	93.4%
5	520	22.79 %	487	22.95 %	93.7%
Total	2,282	100.00 %	2,122	100.00 %	93 %

A l'exception de la sous-représentation de ménages partageant leur branchement, la composition socio-économique du sous-échantillon de ménages identifiés permet de le retenir pour l'analyse des ménages connectés.

TAB. 12 – Description des caractéristiques d’approvisionnement en eau par quintile de revenus des ménages

	Quintile 1	Quintile 2	Quintile 3	Quintile 4	Quintile 5	Ensemble
branchement actif en octobre 2004	64.6%	66.3%	78.4%	83.3%	86.4%	75.8%
<i>Connectés</i>						
compteurs	43,33%	52,97 %	54,12 %	65,03%	77,82%	59,94%
consommation 2004 (m ³ /m)	13,54	14,09	14,56	16,32	17,72	15,42
coefficient budgétaire	6,7%	4,4 %	3,6 %	3,3%	1,7%	3,8%
<i>Compteurs</i>						
1 ^{re} tranche	35,3%	31,9%	27,6%	25,9%	19,3%	26,3%
consommation 2004 (m ³ /m)	12,03	13,15	13,85	15,71	17,20	14,97
cons. par tête 2004 (m ³ /m)	2,37	2,82	3,56	4	4,58	3,71
coefficient budgétaire	6,5%	4,8 %	3,7 %	3,4%	0,8%	3,6%

A.3 Résultats complets des régressions

A.3.1 Analyse en Simple Différence

TAB. 13 – Analyse des variations mensuelles de la réduction de consommation par MCO

	(1)		(2)	
	Différence de consommation (en ln)		résidus des coefft mensuels	
Constante	-0.1446	[0.0009]**	0.0034	[0.0045]
janvier	0.0404	[0.0031]**		
février	0.0344	[0.0031]**		
mars	-0.0162	[0.0030]**		
avril	-0.0205	[0.0030]**		
mai	-0.0130	[0.0029]**		
juin	0.0181	[0.0029]**		
juillet	-0.0115	[0.0028]**		
août	-0.0172	[0.0028]**		
septembre	-0.0281	[0.0028]**		
octobre	-0.0119	[0.0028]**		
novembre	-0.0003	[0.0028]		
décembre	0.0256	[0.0028]**		
<i>variables de contrôle</i>				
variation du recouvrement	-0.0158	[0.0017]**		
variation de température (en ln)			1.5545	[0.4511]**
variation de précipitation (en ln)			-0.0171	[0.0107]
Observations	825562		12	
R^2	/		0.75	
F test	58.82		3.21	
Root MSE	0.79		0.01	
Erreurs types entre crochets				
* significative à 5% ; ** significative à 1%				
la régression (1) est contrainte : la somme des coefficients des indicatrices mensuelles est 0				

TAB. 14 – Analyse des variations de consommation par MCO

	(Modèle simple à empilement)		(Modèle à effet fixe)
	(1)	(2)	(3)
Différence de consommation (en ln)			
Constante	-0.1410 [0.0010]**	-0.1415 [0.0010]**	-0.1423 [0.0008]**
<i>variables de contrôle</i>			
variation de précipitations	-0.0132 [0.0025]**	-0.0162 [0.0025]**	-0.0203 [0.0020]**
variation de température	1.6183 [0.1073]**	1.5325 [0.1073]**	1.4389 [0.0870]**
variation du recouvrement	-0.0188 [0.0017]**	-0.0159 [0.0017]**	-0.0136 [0.0016]**
variation de nb de ménages	-0.4774 [0.0062]**		
Observations	842555	825562	825562
R^2	0.008	0.001	0.408
F test	1598.37	178.43	259.91
Root MSE	0.802	0.792	
Erreurs types entre crochets			
* significative à 5% ; ** significative à 1%			
la régression (1) conserve les branchements ayant modifié le nombre de ménages par branchement (74 451 branchements)			
les régressions (2) et (3) sont menées sur 74 292 branchements			

TAB. 15 – Analyse des variations de consommation par zone (MCO)

	(1)		(2)	
Différence de consommation (en ln)				
Constante	-0.1433	[0.0031]**	-0.1065	[0.0037]**
zone 2	-0.0191	[0.0033] *		
zone 3	0.0230	[0.0038] **		
zone 4	0.0237	[0.0035]**		
z1c13			-0.1062	[0.0074] **
z1c14			-0.1535	[0.0132] **
z1c15			-0.1781	[0.0244] **
z1c16			-0.1095	[0.0519] *
z2c12			-0.0187	[0.0040] **
z2c13			-0.1221	[0.0045] **
z2c14			-0.1633	[0.0063] **
z2c15			-0.1408	[0.0105] **
z2c16			-0.2068	[0.0257] **
z3c12			0.0279	[0.0046] **
z3c13			-0.0540	[0.0055] **
z3c14			-0.1118	[0.0079] **
z3c15			-0.1499	[0.0125] **
z3c16			-0.2498	[0.0304] **
z4c12			0.0294	[0.0044] **
z4c13			-0.0212	[0.0048] **
z4c14			-0.0762	[0.0057] **
z4c15			-0.1099	[0.0072] **
z4c16			-0.1803	[0.0138] **
<i>variables de contrôle</i>				
variation de précipitation (en ln)	-0.0163	[0.0025]**	-0.0162	[0.0024]**
variation de température (en ln)	1.5245	[0.1073]**	1.5330	[0.1070]**
variation du recouvrement	-0.0162	[0.0017]**	-0.0151	[0.0017]**
Observations	825562		825562	
R^2	0.001		0.006	
F test	180.96		222.45	
Root MSE	0.791		0.790	
Erreurs types entre crochets				
* significative à 5% ; ** significative à 1%				

TAB. 16 – Analyse des variations de consommation par zone, avec revenus moyens des quartiers de résidence (MCO)

	(1)	(2)
Différence de consommation (en ln)		
Constante	-0.1415 [0.0010]**	-0.4026 [0.0118]**
<i>variables de contrôle</i>		
variation de précipitations	-0.0162 [0.0025]**	-0.0160 [0.0025]**
variation de température	1.5325 [0.1073]**	1.5280 [0.1073]**
variation du recouvrement	-0.0159 [0.0017]**	-0.0163 [0.0017]**
revenu moyen du quartier (ln)		0.0385 [0.0017]**
Observations	825562	825562
R^2	0.001	0.001
F test	178.43	256.53
Root MSE	0.792	0.791
Erreurs types entre crochets * significative à 5% ; ** significative à 1%		

TAB. 17 – Analyse des variations de consommation par quintiles (MCO)

	(1)	(2)
Différence de consommation (en ln)		
Constante (quintile 1)	-0.2386 [0.0269]**	-0.2408 [0.0264]**
quintile 2	0.0965 [0.0352]**	0.0970 [0.0351]**
quintile 3	0.1317 [0.0324]**	0.1321 [0.0324]**
quintile 4	0.1576 [0.0311]**	0.1575 [0.0311]**
quintile 5	0.1342 [0.0296]**	0.1341 [0.0296]**
<i>variables de contrôle</i>		
variation de précipitations	-0.0280 [0.0230]	-0.0335 [0.0199]
variation de température		0.5086 [1.0011]
variation du recouvrement		-0.0167 [0.0168]
Observations	8135	8135
F test	4.62	6.22
Root MSE	0.73	0.73
Erreurs types entre crochets * significative à 5% ; ** significative à 1%		

A.3.2 Analyse en Double Différence

FIG. 14 – Consommations mensuelles en eau des faibles consommateurs, par tranche de 1m3

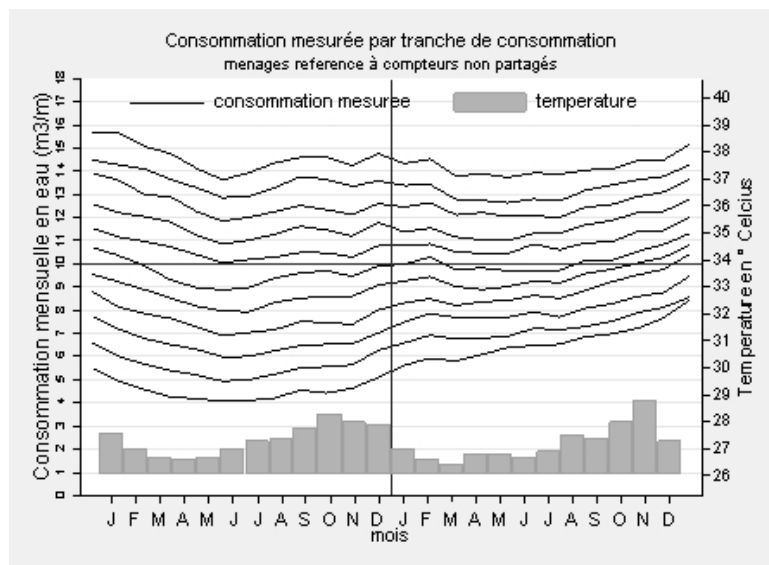
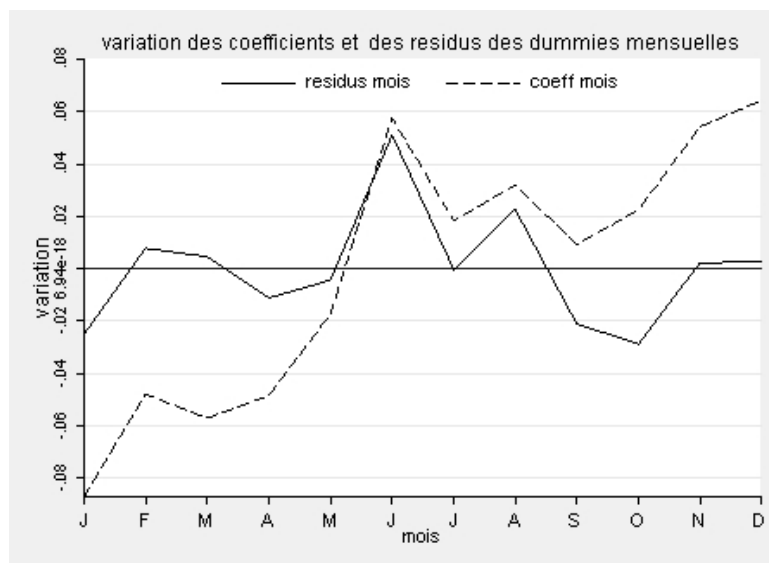


FIG. 15 – Consommations mensuelles du groupe de contrôle :



TAB. 18 – Analyse des variations mensuelles en double différence (MCO)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Différence de consommation (en ln)				
groupe cible (ensemble des classes)	-0.1955 [0.0033]**	-0.1275 [0.0061]**		
classe2			-0.1587 [0.0034]**	-0.0907 [0.0061]**
classe3			-0.2374 [0.0036]**	-0.1694 [0.0063]**
classe4			-0.2752 [0.0043]**	-0.2072 [0.0067]**
classe5			-0.2863 [0.0058]**	-0.2183 [0.0077]**
classe6			-0.3512 [0.0114]**	-0.2832 [0.0125]**
<i>variables de contrôle groupe cible</i>				
variation de température gpe cible	1.0285 [0.3375]**	0.6642 [0.3386]*	1.0384 [0.3370]**	0.6742 [0.3381]*
variation de précipitations gpe cible	-0.0376 [0.0078]**	-0.0323 [0.0078]**	-0.0377 [0.0078]**	-0.0323 [0.0078]**
variation du recouvrement gpe cible	-0.0011 [0.0054]	-0.0037 [0.0054]	0.0000 [0.0054]	-0.0025 [0.0054]
Constante (contrôle)	0.0540 [0.0031]**	-0.0140 [0.0060]*	0.0540 [0.0031]**	-0.0140 [0.0060]*
tendance mensuelle gpe contrôle		0.0103 [0.0008]**		0.0103 [0.0008]**
<i>variables de contrôle groupe contrôle</i>				
variation de précipitations	0.0214 [0.0074]**	0.0160 [0.0074]*	0.0214 [0.0074]**	0.0160 [0.0074]*
variation de température	0.5041 [0.3193]	0.8683 [0.3205]**	0.5041 [0.3188]	0.8683 [0.3199]**
variation du recouvrement	-0.0148 [0.0051]**	-0.0122 [0.0051]*	-0.0148 [0.0051]**	-0.0122 [0.0051]*
Observations	920343	920343	920343	920343
R^2	0.006	0.006	0.009	0.009
F test	788.49	711.96	768.60	719.33
Root MSE	0.807	0.807	0.805	0.805
Erreurs types entre crochets * significative à 5% ; ** significative à 1%				

A.3.3 Hétérogénéité de l'impact en fonction du niveau de consommation initial

En décomposant les résultats par tranche de consommation en eau, il apparaît un gradient positif de la réponse en fonction du niveau de consommation initial :

Rappel : Variation de consommation en double différence

Tranche de consommation initiale	proportion des ménages	Différence de consommation entre 2003 et 2004 (en ln)	
		hypothèse basse	hypothèse haute
Ensemble (hors classe 1)	100%	- 0,1275	- 0,1955
Classe 2	60.68%	- 0,0907	- 0,1587
Classe 3	26.27%	- 0,1694	- 0,2374
Classe 4	9.01%	- 0,2072	- 0,2752
Classe 5	3.38%	- 0,2183	- 0,2863
Classe 6	0.66%	- 0,2832	- 0,3512

L'impact mesuré par les régressions entre l'année a et l'année $a + 1$ étant exprimé en différence des logarithmes des consommations mensuelles :

$$\ln C_{a+1} = \ln C_a + A$$

$$A = d \ln C = \ln C_{a+1} - \ln C_a = \ln\left(\frac{C_{a+1}}{C_a}\right)$$

et le taux de variation de consommation δ étant : $\delta = \frac{C_{a+1} - C_a}{C_a}$ alors la relation entre le taux de variation et la différence des logarithmes est $\delta = \exp(A) - 1$

Sous l'hypothèse d'une réponse hétérogène, les taux de variation moyens calculés à partir de la différence des consommations exprimées en logarithme, doivent être corrigés par la distribution des consommations :

$$\delta(C) = \exp(A(C)) - 1 \quad \text{et} \quad \bar{\delta} = \int_C [\exp(A(C)) - 1] . dc$$

En approchant la distribution continue par les distributions par tranches de consommation, le taux de variation moyen est très légèrement corrigé (-11.87 % et -17.66% au lieu de -11.97% et -17.76% lorsque ces taux sont calculés à partir des différences moyennes)

Tranche de consommation initiale	proportion	hypothèse basse		hypothèse haute	
		Différence en ln	taux de variation	Différence en ln	taux de variation
Classe 2	60.68%	- 0,0907	-8.67%	- 0,1587	-14.67%
Classe 3	26.27%	- 0,1694	-15.58%	- 0,2374	-21.13%
Classe 4	9.01%	- 0,2072	- 18.71%	- 0,2752	-24.06%
Classe 5	3.38%	- 0,2183	-19.61%	- 0,2863	-24.9%
Classe 6	0.66%	- 0,2832	-24.66%	- 0,3512	-29.62%
Variations moyennes		- 0,1275	-11.87%	- 0,1955	-17.66%