

CAHIER DE ReCHERCHE

SEPTEMBRE 1997



N° 104

L'EAU ET LES USAGES DOMESTIQUES

COMPORTEMENTS DE CONSOMMATION DE L'EAU DANS LES MÉNAGES

Bruno MARESCA

Guy POQUET

Département "Évaluation des Politiques Publiques"

Laurent POUQUET

Département "Dynamique des Marchés"

Karine RAGOT

Université Paris I

Crédoc - Cahier de recherche. N°
0104. Septembre 1997.

CRÉDOC

L'ENTREPRISE DE RECHERCHE

CREDOC•Bibliothèque



CRÉDOC

Centre de Recherche pour l'Etude et l'Observation des Conditions de vie

142 rue du Chevaleret, 75013 Paris

L'eau et les usages domestiques

Comportements de consommation de l'eau dans les ménages

Bruno MARESCA

Guy POQUET

Département Evaluation des politiques publiques

Laurent POUQUET

Département Dynamique des marchés

Karine RAGOT

Université Paris I

Septembre 1997

Sommaire général

L'eau et les usages domestiques

Synthèse

Bruno MARESCA

**Les déterminants
de la consommation domestique.....**p. 5

Première partie

Guy POQUET

**Comportements et représentations
de l'usage de l'eau**p. 13

Deuxième partie

Laurent POUQUET et Karine RAGOT

**Les ménages sont-ils devenus
plus sensibles au prix de l'eau ?**p. 63

LES DETERMINANTS DE LA CONSOMMATION DOMESTIQUE

Synthèse

B. Maresca

Depuis le début des années 90 les distributeurs d'eau sont confrontés à une baisse tendancielle des consommations d'eau, qui s'observe globalement au niveau national, mais aussi localement dans la plupart des périmètres de distribution de l'eau. Cette perte de quelques points par an est lourde de conséquences pour des entreprises habituées, depuis quarante ans, à une croissance régulière de leur activité de distribution d'eau. Confrontés à cette situation inédite, les distributeurs ont réalisé qu'ils manquaient d'études et de recul pour en cerner les causes. A la différence d'autres gestionnaires de réseaux, EDF par exemple, ils ne disposent pas suffisamment de modèles de prévision des consommations. Dans la plupart des périmètres de distribution, il n'existe même pas de modèle climatique pour suivre les fluctuations imputables aux éléments naturels. Il faut dire qu'à la différence de EDF ou France-Télécom, le caractère local des réseaux d'eau n'a pas favorisé le développement de systèmes prévisionnels généralisables.

La baisse tendancielle des consommations a suscité de nombreux essais d'interprétation, qui ont cherché à balayer le champ des causes possibles. En vrac, on a évoqué l'évolution des équipements ménagers vers des appareils moins consommateurs d'eau, les économies gagnées par les syndicats sur les fuites dans les immeubles, la progression des compteurs individuels, l'évolution des comportements des individus sous l'effet de différents discours largement médiatisés - la pression des écologistes, les inquiétudes sur la qualité de l'eau des réseaux, sur le rationnement de la ressource ou le renchérissement du prix du m³, etc. Beaucoup de causes qui, mises bout à bout ont vraisemblablement une incidence, mais sans que l'on puisse en mesurer précisément l'impact, voire même le sens. Si l'on prend, par exemple, le registre des équipements des ménages qui ont un impact direct sur les consommations, deux grandes tendances de fond se révèlent contradictoires. D'un côté l'évolution technologique va dans le sens de la réduction des volumes d'eau utilisés par les appareils (cas des lave-linge et des lave-vaisselle notamment), de l'autre l'accroissement du confort des logements tend à multiplier les appareils (la pénétration du lave-vaisselle est loin d'être achevée), mais aussi les points d'eau (nombre de salle d'eau, de WC). Le bilan des deux évolutions est, pour le moment, mal cerné.

Sur un autre registre, l'évolution des habitudes des individus concernant la consommation de l'eau, les hypothèses sont aujourd'hui plus prudentes que ce qu'ont pu laisser croire les résultats de sondages d'opinion réalisés au début des années 90. Au terme d'une série d'études, notamment qualitatives, il apparaît que les habitudes de l'usage de l'eau n'ont pas connues de changements significatifs au cours des dix dernières années : à l'analyse des discours des usagers, on ne peut pas dire que les comportements soient concrètement plus économes. Non seulement, en matière de renouvellement des équipements ménagers, la consommation d'eau est un critère d'achat peu souvent mis en avant, mais la tendance générale de l'accroissement du degré de confort va explicitement vers le souhait d'une multiplication des points d'eau dans les logements.

Dans l'état actuel de l'examen de la question, la prudence conduit à conclure que les comportements des ménages utilisateurs des réseaux n'apportent pas clairement la clé de l'explication du phénomène tendanciel de la baisse des consommations. En réalité, cette question s'avère beaucoup plus complexe. Dans le travail que nous présentons ici, nous avons tenté de répondre à une question qui reste centrale dans les débats en cours. L'évolution récente du prix de l'eau, dont la courbe de croissance diverge fortement de celle de l'indice des prix depuis 1990, a-t-elle à voir directement avec la chute des volumes distribués ? Et question corollaire, la hausse moyenne du prix de l'eau, qui a été de 56% entre 1991 et 1996, a-t-elle ou non influencé la consommation des ménages, au point de contribuer à réduire les volumes facturés ?

L'apport de la modélisation économétrique du montant des factures d'eau des ménages à partir des données de l'enquête "budget des ménages" de l'INSEE.

Pour apporter des éléments de réponse à cette interrogation, nous avons exploré deux pistes. La première a consisté à réexaminer une série de travaux d'enquête sur les comportements et les opinions des Français, réalisés par le CRÉDOC et d'autres organismes, mais aussi des études de modélisation tentées par le CRÉDOC sur des réseaux particuliers, pour cerner l'incidence du facteur démographique. Ces approches permettent de sérier les éléments de comportement dont on peut avancer qu'ils ont à voir avec l'évolution des consommations : les effets du vieillissement de la population, les comportements de restriction des ménages en matière de dépenses, les attitudes économes ou au contraire insouciantes dans l'usage de l'eau, etc.

La seconde piste a cherché à faire la lumière sur les facteurs déterminant l'élasticité des consommations facturées, pour se prononcer sur l'existence ou non d'un effet lié au prix de l'eau. Ce travail qui adopte une approche de modélisation économétrique aussi rigoureuse que possible, exploite les informations fournies par les deux dernières enquêtes "budget des ménages" de l'INSEE (1989 et 1995), qui présentent le grand intérêt de borer la période où les phénomènes de baisse des consommations et de hausse du prix de l'eau ont été fortement marqués. La confrontation de deux techniques de modélisation -un modèle agrégé sur la période 1970/1995, et un modèle sur données individuelles pour les années 1989 et 1995- apporte des éléments de diagnostic solides sur les effets du prix de l'eau, du taux d'équipement en matériels de lavage, sur le degré de confort, sur les caractéristiques socio-démographiques des ménages.

La discussion des résultats de ces deux approches fournit des éléments nouveaux à la réflexion. Pour mieux appréhender les développements proposés dans ce rapport, document qui s'organise en deux parties distinctes -partie I "Les comportements des ménages vis-à-vis de leur consommation d'eau" et partie II "Les ménages sont-ils devenus plus sensibles au prix de l'eau ?"-, nous présentons en préambule le fil conducteur du raisonnement et les hypothèses les plus solides que nous tirons de ces investigations.

Mais on gardera à l'esprit, qu'à l'image de tous les phénomènes de consommation, l'usage de l'eau obéit à des déterminants multiples et contradictoires qui interdisent de s'en remettre à une cause majeure ou dominante.

Trois grands déterminants des volumes d'eau distribués : les variations climatiques, les évolutions démographiques et économiques.

Pour les distributeurs, les volumes d'eau vendus au tarif général amalgament les consommations des habitations, et celle des activités artisanales, commerciales, et tertiaires associées au tissu résidentiel. La plupart des gestionnaires des périmètres de distribution ne distinguent que les très "gros consommateurs" (plusieurs milliers de m³ d'eau par an) de la masse des autres. Or les "autres" comprennent aussi bien les immeubles dont 90% ne sont identifiés que par un compteur collectif unique, les commerçants et les artisans qui globalisent consommations professionnelles et consommations domestiques, les établissements d'activités tertiaires (bureaux, écoles, ...), etc. Au bout du compte seul l'habitat individuel de type pavillonnaire permet de

rapporter précisément le volume affiché par un compteur à l'activité strictement domestique d'un ménage. Ceci justifie le fait que nous ayons limité l'analyse économétrique aux seuls ménages dotés d'un compteur individuel (plus de 90% des ménages des échantillons de l'enquête INSEE ayant une facture d'eau sont en habitat individuel).

Le paramètre climatique constitue un autre élément de difficulté pour raisonner sur les évolutions des volumes distribués. Il est indispensable, en effet, d'annuler les effets naturels si l'on veut se prononcer sur les tendances imputables aux comportements des usagers. L'exemple de deux périmètres urbains très différents -une zone très dense d'Ile-de-France et une agglomération de province au sud de la Loire- nous a permis de modéliser l'influence climatique sur longue période, et de conclure que celle-ci (précipitations et température de l'air surtout) ont une incidence importante. Ce n'est qu'une fois ce facteur écarté, que l'on peut mettre en évidence que les évolutions démographiques et économiques ont une influence certaine, à l'échelle des réseaux de distribution locaux. Pour la masse des petits consommateurs (tous types confondus), les mécanismes démographiques sont déterminants : dans une agglomération dont la population s'accroît, les consommations d'eau suivent une croissance de pente similaire : dans une agglomération dont le nombre de logements ne varie pas beaucoup, ce sont les transformations internes de la composition des ménages qui se répercutent sur les consommations. On constate que la tendance au vieillissement induit une réduction tendancielle des volumes utilisés par les ménages.

S'agissant des gros consommateurs, enfin, c'est-à-dire des établissements professionnels, on observe une tendance générale d'économie de l'usage de l'eau qui est d'autant plus marquée que les établissements sont plus importants. Dans de nombreux réseaux d'agglomérations qui connaissent par ailleurs une croissance démographique, c'est la réduction des prélèvements des gros consommateurs qui oriente à la baisse les résultats des distributeurs. Deux phénomènes se conjuguent dans cette évolution : les efforts continus d'économie d'eau dans les activités industrielles et tertiaires, et la tendance à la diminution des effectifs dans les grands établissements. Sur la base des deux exemples de réseaux étudiés, la modélisation de la diminution des prélèvements des gros consommateurs révèle une nette incidence de la hausse du prix de l'eau.

Pour les ménages, l'intensité de l'usage de l'eau est commandée par la composition du foyer, l'équipement des logements, mais aussi par des attitudes différenciées selon les catégories sociales.

L'effet technologique est une dimension importante à prendre en compte pour tous les types d'usage de l'eau. On le voit nettement s'agissant de certains équipements des ménages, lave-linge et lave-vaisselle notamment, qui sont parmi les postes les plus consommateurs d'eau. Au cours des années quatre-vingt, les fabricants ont réduit de 35% les volumes d'eau nécessaires au fonctionnement des lave-linge et de 60% pour les lave-vaisselle. Les évolutions à venir pourraient être également sensibles s'agissant des chasses d'eau de WC et des mitigeurs sur les robinets. Le modèle économétrique basé sur les données des budgets des ménages montre que l'existence du lave-linge et du lave-vaisselle accroît significativement les consommations d'eau, mais cette incidence s'est atténuée entre 1989 et 1995, vraisemblablement en raison de l'impact technologique.

Au delà de ces évolutions qui ne diffusent que progressivement, la forte dispersion des volumes d'eau consommés par les ménages -la distribution des volumes annuels par ménage s'étale entre 20 m³ et 300 m³ - s'explique d'abord par le nombre de personnes présentes au foyer et par le degré de confort du logement. La modélisation indique que les adultes inactifs (présents plus longtemps au foyer) consomment 50% de plus que les adultes actifs et deux fois plus que les enfants de moins de 16 ans. De ce fait, des phénomènes tendanciels comme le développement du travail des femmes, ou conjoncturels comme le chômage, se répercutent directement, mais de manière contradictoire, sur la consommation d'eau au domicile.

Il reste que le confort et l'équipement des logements sont de puissants multiplicateurs des consommations. Entre les logements peu équipés, notamment sans baignoire, et sans lave-linge, et les autres, les différences sont fortes (toutes choses égales par ailleurs). Mais surtout, les variations de consommation résultant des disparités de revenu se sont sensiblement accusées entre 1989 et 1995. A confort égal, l'aisance accroît l'intensité de l'usage de l'eau. Cet aspect est confirmé par les études qualitatives sur les comportements. Celles-ci révèlent en effet trois grandes tendances dans les discours sur l'usage de l'eau. Une tendance aux restrictions sur différents postes des dépenses domestiques est très sensible chez les ménages d'ouvriers, mais aussi d'artisans et de commerçants. L'eau en fait partie, même si l'auto-limitation y est moins affirmée que pour la consommation d'électricité ou de téléphone, par exemple. Les cadres supérieurs qui ont

une consommation de 35% supérieure à la moyenne, se révèlent les plus sensibles au discours sur le gaspillage de la ressource et les efforts à faire pour sa qualité, mais n'ont pas tendance à surveiller leur consommation, l'usage "insouciant" de l'eau étant un luxe parmi d'autres.

A l'opposé, il existe un comportement "économe" qui se justifie moins pour des questions de revenu que par une attitude morale ou patrimoniale. Cette attitude est marquée par un effet d'âge, mais aussi par le statut d'occupation du logement : les retraités d'une part, les propriétaires d'autre part, montrent des comportements économes plus affirmés.

Le renchérissement du prix de l'eau a nettement influencé les opinions et son impact sur les consommations peut être considéré comme significatif.

Ces comportements conduisent logiquement à l'interrogation centrale qui guide ce travail : l'incidence du renchérissement de l'eau distribuée dans les réseaux. La large médiatisation du sujet a eu un impact sensible dans l'opinion des Français : entre 1988 et 1995, la part des Français estimant que l'eau est chère, serait passée de 25% à 60%. Selon les chiffres CRÉDOC-IFEN, moins de 30% seraient disposés à accepter un prix plus élevé. Sur ce point, deux grandes tendances se font jour : les catégories supérieures aspirent à disposer d'une ressource de bonne qualité, et sont plus disposées que les autres à consommer l'eau du robinet ; les catégories plus modestes se contenteraient plus volontiers d'une eau de qualité minimale assortie d'un prix bas, quitte à consommer plus systématiquement des eaux minérales et des eaux de source. Deux standards très différents de qualité -l'eau de boisson d'un côté, l'eau fonctionnelle de l'autre- entrent aujourd'hui en contradiction, du fait du très sensible renchérissement du prix de l'eau des réseaux.

L'analyse économétrique des dépenses d'eau des ménages indique très nettement que l'effet du prix influence les consommations au delà, du moins, d'un certain seuil. Ce seuil se situerait autour de 60 m³, soit à 50% du volume moyen de consommation des ménages adopté par l'INSEE (120 m³). L'existence de ce seuil est cohérente avec l'idée que les petits consommateurs -personnes seules et/ou logements de 2 pièces maximum- ont des besoins trop limités pour être réactifs à l'évolution du prix de l'eau. Pour les autres, non seulement l'effet est sensible, mais il a doublé d'intensité entre 1989 et 1995, ce qui traduit clairement l'impact de l'élévation rapide du prix et du discours médiatique qui l'a accompagnée.

Par comparaison avec d'autres domaines de dépenses des ménages, on arrive à la conclusion que l'élasticité des consommations au prix est un peu plus élevée que pour les achats alimentaires, et se situe au même niveau que les dépenses de télécommunications et de transports publics. Si l'eau est une consommation de base, elle présente une réactivité non négligeable au prix, réactivité qui devrait logiquement s'accroître dans l'avenir. Ce phénomène laisse entendre que, bien qu'il s'agisse d'une consommation de base, des alternatives sont possibles dans les usages domestiques de l'eau : auto-limitation d'usages gros consommateurs comme l'arrosage des jardins, le lavage des voitures, achat de matériels économiseurs d'eau, sont des tendances qui s'affirment. A cela s'ajoutent, dans l'habitat collectif, les efforts des syndicats d'immeubles pour réduire les fuites, et développer les compteurs individuels. Sachant qu'en région parisienne par exemple, plus de 80% des personnes déclarent ne pas connaître le montant de leur facture d'eau, il y a une marge d'évolution importante dans les comportements si la facturation individuelle est amenée à se développer.

La hausse du prix de l'eau est-elle pour autant le principal facteur explicatif de la baisse des consommations observée nationalement et localement ? Certainement pas, compte tenu de l'imbrication de nombreux phénomènes, dont les tendances sont en partie contradictoires. Evolutions technologiques, effets sociodémographiques, arbitrages au sein de l'économie domestique, dessinent un faisceau de causalités. Il reste à approfondir de nombreux aspects, qui pourraient justifier de recourir à des suivis de panels d'usagers de l'eau. Mais pour cela, un certain nombre de conditions administratives et techniques devraient être réunies : notamment le recueil et la publication des prix de l'eau pour toutes les communes, et l'enregistrement par les distributeurs des consommations par compteurs. On pourrait, dès lors, étudier dans de meilleures conditions les déterminants socioéconomiques de l'usage de l'eau et les comparer à d'autres consommations - énergies, communications-, assujetties à des distributions en réseau.

Première partie

COMPORTEMENTS ET REPRESENTATIONS DE L'USAGE DE L'EAU

G. Poquet

Sommaire de la première partie

1. Introduction.....	p. 17
2. Usages de l'eau et modes de consommation.....	p. 23
1.1. Equipements ménagers et consommation d'eau	p. 24
1.2. Incidence de l'évolution de la pyramide des âges.....	p. 33
1.3. Les composantes socio-démographiques.....	p. 37
1.4. Pour une typologie des comportements.....	p. 41
3. Perceptions du prix de l'eau et de la qualité du service.....	p. 49
2.1. Les attitudes face à la facturation	p. 49
2.2. Les attitudes face au renchérissement du prix de l'eau.....	p. 51
2.3. Une méfiance diffuse et en augmentation.....	p. 55
2.4. La perception des gestionnaires et de leur action	p. 57
4. Bibliographie	p. 61

Introduction

Les comportements du consommateur concernant l'eau du robinet constituent à bien des égards un domaine négligé. Pour les prestataires de services d'eau, le principe d'égalité devant le service public standardise l'image des comportements d'usages de l'eau, des consommations et des besoins. Ce sont les besoins en eau qui sont le plus souvent évoqués et non les usages de l'eau. Ainsi l'alimentation en eau s'est développée et a été organisée par des collectivités publiques et des entreprises privées autour de principes sanitaires. En vertu de ces principes, le service de l'eau se caractérise a priori par l'offre d'un approvisionnement abondant, ce qui ne rend pas nécessaire la connaissance de la demande en eau, c'est-à-dire des pratiques d'usage de l'eau par les abonnés, qu'il s'agisse de ménages ou d'activités économiques diverses. C'est pourquoi, les distributeurs, confortés par les études qu'ils commanditaient dans les années 70, vivaient sur l'illusion d'une croissance continue des consommations d'eau.

Or, bien qu'effacés dans la mise en place de la distribution d'eau, les usagers jouent un rôle indéniable dans le financement du fonctionnement quotidien des services. Les distributeurs d'eau ont été surpris et inquiets de constater en 1992 et 1993 une chute des volumes d'eau facturés, qui n'avait pas été observée depuis 1980¹.

Les consommations par compteur ont chuté dans de nombreuses régions tant pour les abonnés "domestiques" que pour les abonnés industriels. L'amélioration du rendements des réseaux (réduction des fuites) ne pouvant expliquer la diminution des volumes consommés, les prestataires des services d'eau ont commencé à se demander s'il y avait une incidence directe du prix de l'eau sur la consommation, alors qu'ils étaient convaincus jusque là que l'augmentation du prix de l'eau ne conduisait pas à une réduction significative des consommations.

Pour tenter de répondre aux questions touchant aux facteurs susceptibles d'expliquer les variations des consommations d'eau et l'élasticité des comportements des usagers, on ne peut recourir qu'à un nombre restreint d'enquêtes ou de travaux. Force est de constater une relative pauvreté bibliographique sur les perceptions et les attentes des usagers vis-à-vis des prestations offertes par les gestionnaires des services de l'eau.

¹ Les années 1980 et 1981 ont été marquées par une forte baisse des consommations d'eau. La sécheresse a été sévère en France entre 1989 et 1991, induisant de très fortes consommations d'eau, en particulier en 1991. Le retour à la normale des consommations en 1992 et l'accentuation du phénomène en 1993 a alerté les distributeurs d'eau sur la nouvelle tendance qui se dessinait.

Les références les plus récentes concernent une enquête menée en 1992-1993 par Sophie Cambon dans le cadre d'une thèse ², une enquête CREDOC de décembre 1994 et janvier 1995, concernant l'opinion des Français sur l'environnement et leurs appréciations sur l'eau du robinet ³, une enquête de Conso 2000, groupement de 17 associations nationales agréées de consommateurs, sur le prix et la qualité de l'eau ⁴; le baromètre d'opinion sur l'eau du robinet mis en place par le Centre d'information sur l'eau (CIEau) en collaboration avec la SOFRES ⁵, enfin une enquête qualitative menée pour la Lyonnaise des eaux par un sociologue et psychanalyste ⁶.

L'enquête Cambon est composée de deux enquêtes d'opinion menées en 1992. La première s'adressait à un échantillon de médecins et de pharmaciens, tandis que la seconde prenait pour cible l'ensemble de la population. Cependant cette enquête cherchait une vision qualitative de la satisfaction des usagers et n'utilisait pas un échantillon représentatif de la population française. Pour le développement de certains aspects, l'auteur de cette thèse fait référence à une **enquête FNDAE (Fonds national pour le développement des adductions d'eau)-Institut Laviolle** de 1988, dont les résultats ont été utilisés par Pascal Boistard dans une thèse de 1993 sur le prix de la qualité de l'eau ⁷.

L'enquête du CREDOC a été réalisée en face à face auprès d'un échantillon représentatif de 2005 personnes sélectionnées selon la méthode des quotas. Ceux-ci ont été calculés d'après le dernier recensement. Les personnes ont été consultées sur leur perception de l'environnement en général, mais aussi sur des questions spécifiques relatives à l'eau du robinet. L'Institut Français de l'Environnement (IFEN) était l'instigateur de ces questions sur l'eau.

L'enquête de Conso 2000 s'est déroulée de mai à juin 1996 auprès de 868 communes, avec pour thème principal le prix de l'eau et des thèmes secondaires sur l'information du consommateur et les litiges liés au service de l'eau.

² Sophie CAMBON, **Services d'eau potable : de la logique d'offre à la maîtrise de la demande**, Thèse, juin 1996.

³ Ariane DUFOUR.- **Opinions des Français sur l'environnement et appréciations sur l'eau du robinet**. Enquête "Conditions de vie et aspirations des Français" (vague de fin 1994).- Paris, CREDOC/IFEN, 1995 (Collection des Rapports n° 162, octobre 1995).

⁴ CONSO 2000.- **Enquête eau. Résultats de l'enquête nationale réalisée par Conso 2000**. Mai 1995.

⁵ Baromètre CENTRE D'INFORMATION SUR L'EAU/SOFRES.- **L'eau et les Français**.- Paris, SOFRES, 1995

⁶ Manuel PERIANEZ.- **Attitudes et comportements des consommateurs d'eau. Etude psychosociologique**. Lyonnaise des eaux, octobre 1996.

⁷ Pascal BOISTARD, **Qualité et prix des services publics de distribution d'eau potable. Approche d'un prix de la qualité de l'eau et de la desserte**. Doctorat de l'ENPC, septembre 1993.

Les résultats de la première version du **baromètre SOFRES** ont été révélés au début de 1996. Un échantillon de 2226 adultes représentatifs de la population a été interrogé par téléphone entre novembre et décembre 1995. L'enquête visait à mesurer la satisfaction des usagers vis-à-vis de la qualité de l'eau distribuée, du contrôle sanitaire de l'eau, de la qualité du service, du prix de l'eau, de l'information sur le service et des préoccupations générales sur l'eau en tant que ressource naturelle.

L'enquête psychosociologique de la **Lyonnaise des Eaux** a été réalisée en 1996 par entretiens semi-directifs auprès d'un échantillon simple, constitué par le croisement de la variable consommation facturée avec la variable du type d'habitat des consommateurs. Les sites d'enquête retenus couvrent 35 communes réparties dans le Nord, l'Ile de France et la région PACA.

Tableau récapitulatif des principales enquêtes sur les perceptions et les attentes des usagers du service de l'eau

Sources	Thèmes abordés	Méthode utilisée	Echantillon
FNDAE Institut Lavalie (1988)	<ul style="list-style-type: none"> • Qualités et défauts de l'eau • Qualité du service • Lien entre la perception de la qualité et du prix 	Face à face	1250 pers.
CAMBON (1993)	<ul style="list-style-type: none"> • Qualités et défauts de l'eau du robinet • Confiance dans le service d'alimentation en eau • Connaissance du service et de son prestataire 	Postal Distribution	159 prof. med. 319 pers.
CREDOC (1995)	<ul style="list-style-type: none"> • Qualité de l'eau du robinet • Prédilection à payer plus cher l'eau du robinet 	Face à face	2005 pers.
CONSO 2000 (1996)	<ul style="list-style-type: none"> • Prix de l'eau • Information du consommateur • Litiges liés au service de l'eau 	Postal Factures 1995	868 communes
CI Eau - SOFRES (1996)	<ul style="list-style-type: none"> • Perception de la qualité de l'eau • Perception de la qualité du service d'eau • Attitudes vis-à-vis du prix de l'eau 	Téléphone	2226 pers.
LYONNAISE DES EAUX (1996)	<ul style="list-style-type: none"> • Rapport à l'eau et attitude affective • Consommation d'eau intra-familiale • Usage des différents postes d'eau • Evolution du prix de l'eau • Fiabilité de l'eau du robinet • Image des sociétés de distribution 	Face à face	73 entretiens dont 24 avec des couples

Rappel sur le prix de l'eau et sa facturation

Le prix de l'eau est l'objet de grandes disparités régionales. L'Institut national de la consommation évoque pas moins de 15 000 tarifs disparates à travers l'Hexagone⁸. Cette hétérogénéité s'explique par des différences dans le coût du service selon les régions, ces variations se répercutant évidemment sur le montant des factures adressées aux usagers. C'est pourquoi, il importe de se représenter avec précision les différentes composantes du prix de l'eau et les mécanismes de leur facturation pour mieux appréhender les attitudes et les opinions des usagers. Il faut différencier le coût du service proprement dit du coût de facturation final au consommateur.

1. **Le coût du service** concerne la distribution de l'eau jusqu'aux compteurs et inclut :

- * **les dépenses d'investissement** couvrent la réalisation d'équipements nouveaux ou l'extension d'installations existantes.
- * **le coût d'exploitation des installations** comprend les dépenses liées à la conduite et au fonctionnement des ouvrages : personnel, énergie, frais d'entretien, achats et amortissements de matériel, loyers et charges, assurances, etc.
- * **le renouvellement des installations** concerne la maintenance des ouvrages réalisés.

2. **Le prix de facturation** comprend outre les prestations relatives à la fourniture d'eau :

- * Les services relatifs à la **collecte, l'évacuation et la dépollution des eaux usées**.
- * Les taxes au titre des prélèvements en milieu naturel et de sa pollution pour le compte des **Agences de l'eau**.
- * Les redevances au profit du **FNDAE** -Fonds National pour le Développement des Adductions d'Eau- qui vient en aide aux collectivités locales.
- * La **TVA** au profit de l'Etat.

La facturation et l'évolution du prix de l'eau

Le prix facturé comprend une partie fixe censée couvrir les **frais fixes** liés à l'existence du branchement et de l'abonnement et une **partie variable** directement fonction du volume d'eau consommé. Le coût de l'eau reste actuellement à un niveau modéré⁹, mais plusieurs facteurs sont porteurs d'une hausse des prix.

Ainsi selon l'Observatoire de l'eau¹⁰, organisme créé en 1995 sous l'égide de la DGCCRF (Direction générale de la concurrence, de la consommation et de la répression des fraudes), les Français doivent s'attendre d'ici 2001 à une progression importante du prix global de l'eau. Selon l'enquête qui concerne 738 communes et 23,4 millions d'habitants et qui couvre les six dernières années, le prix de l'eau a progressé de 56% entre 1991 et 1996, contre une hausse général de l'indice des prix de 10%.

Dans le prix de l'eau, la part de la collecte et de l'assainissement a augmenté trois fois plus vite que le prix du seul poste de distribution. La part des redevances perçues par les agences de l'eau a également été fortement relevée. Le rapport conclut qu'au vu des investissements à réaliser, le prix de l'eau augmentera encore de 5% par an pour s'élever en moyenne à 18,90 F en 2001 contre 14 F actuellement.

⁸ INC, **Les économies d'eau**, Dossier INC Hebdo n° 899, 14 avril 1995.

⁹ PERIGEE (Prestations d'Etudes et de Réalisations d'Ingénierie en Gestion, Entretien et Exploitation des Immeubles).- **Etude sur la consommation d'eau dans les logements**.- Paris, Ministère de l'environnement, Service de l'eau, avril 1993.

¹⁰ CNFDCl, **Enquête sur le prix de l'eau 1991/1996**, Montpellier, 1996. L'enquête a été réalisée chaque année de 1991 à 1996. sur la base d'une facture type d'un ménage consommant par an 120 m³. L'échantillon est principalement urbain.

Tous les facteurs mentionnés dans l'encadré ci-dessus influent sur le prix du m³ d'eau et expliquent la disparité des prix payés par les Français, mais ils ne sont pas les seuls : caractéristiques de l'habitat et caractéristiques du ménage constituent des facteurs explicatifs de la consommation d'eau des ménages. J.P. Maugendre et S. Cambon en ont dressé une typologie afin de cerner les champs d'investigation possible dans ce domaine.

Typologie des facteurs explicatifs de la consommation d'eau des ménages

Caractéristiques de l'habitat		
Champ d'investigation	Facteurs d'influence	Déclinaisons possibles
<ul style="list-style-type: none"> • Géographie locale 	<ul style="list-style-type: none"> • Climat 	<ul style="list-style-type: none"> • Type de climat • Fluctuations météorologiques annuelles et interannuelles (température, pluviométrie)
<ul style="list-style-type: none"> • Nature de l'habitat 	<ul style="list-style-type: none"> • Type de logement • Occupation du logement, statut du logement et de ses habitants 	<ul style="list-style-type: none"> • Collectif / individuel, taille du jardin • Nombre d'occupants du logement, taux de présence de chacun des occupants (par jour et par an)
<ul style="list-style-type: none"> • Equipement du logement 	<ul style="list-style-type: none"> • Branchement et comptage • Accès à la ressource • Etat du réseau privatif • Equipements intérieurs • Equipements extérieurs 	<ul style="list-style-type: none"> • Diamètre, pression disponible, individualisation du comptage • Existence d'autres ressources en eau que le réseau d'eau potable • Longueur, âge • Nombre, gamme et âge des équipements intérieurs utilisateurs d'eau • Nombre, gamme et âge des équipements extérieurs utilisateurs d'eau
Caractéristiques du ménage		
Champ d'investigation	Facteurs d'influence	Déclinaisons possibles
<ul style="list-style-type: none"> • Economie domestique 	<ul style="list-style-type: none"> • Revenu du ménage 	<ul style="list-style-type: none"> • Niveau de vie apparent, mode de tarification, mode de facturation et de recouvrement du coût de l'eau consommée
<ul style="list-style-type: none"> • Socio-économie et sociologie 	<ul style="list-style-type: none"> • Caractéristiques du ménage • Standing du logement • Sensibilité aux éléments contextuels extérieurs 	<ul style="list-style-type: none"> • CSP, âge et statut des occupants, habitudes culturelles • Importance accordée à l'image du lieu d'habitation (arrosage, entretien...) • Sensibilité du ménage à l'impact de la situation économique générale, aux messages de ménagement des ressources en eau et de maîtrise de la consommation
<ul style="list-style-type: none"> • Psychosociologie 	<ul style="list-style-type: none"> • Usage de l'eau et mode d'utilisation des équipements par les individus composant le ménage • Précarité du statut du ménage et de son logement 	<ul style="list-style-type: none"> • Pratique de l'hygiène corporelle, liée à l'image du corps et de la santé, vertus symboliques et oniriques liées à l'eau. Sur- ou sous-utilisation des équipements • Modifications prévisibles en matière de composition du ménage, d'emploi, de niveau de revenus, de mobilité géographique

Source : J.P. Maugendre, S. Cambon, "Connaître les consommations d'eau des logements", Lyonnaise des Eaux, 1996.

L'objet de ce cahier de recherche est d'apporter un éclairage sur les comportements des ménages vis-à-vis de leur consommation d'eau, et d'apprécier notamment l'influence du prix de l'eau sur leur attitudes. Le prix de l'eau joue-t-il un rôle essentiel à cet égard ou doit-on en relativiser la portée ? D'autres facteurs sont-ils plus déterminants ? Le contexte économique, avec le renchérissement annoncé du prix de l'eau, est-il en train de faire évoluer les attitudes des consommateurs ?

Pour ce faire, la recherche entreprise s'appuie sur un certain nombre de travaux. Outre ceux mentionnés ci-dessus, elle reprend et prolonge un premier travail mené en 1996 par le CREDOC à la demande du Commissariat Général du Plan pour dresser un état des connaissances sur la perception et les attentes du consommateur sur le prix de l'eau ¹¹. Elle prend également en compte les résultats de travaux menés par le Département Evaluation des politiques publiques dans des périmètres de distribution régionaux ¹².

Après avoir analysé les usages de l'eau et les modes de consommation des différents types de consommateurs, il conviendra de voir dans quelle mesure les perceptions de la qualité de l'eau ou de la qualité du service contribuent à en moduler les consommations. Les attitudes des ménages face à la facturation et au renchérissement du prix de l'eau pourront ainsi être appréciées dans un contexte plus large.

Les résultats de ces analyses permettent d'esquisser une typologie des consommateurs qui pourrait être complétée par des investigations qualitatives et largement enrichie par des observations sur le terrain.

¹¹ Guy POQUET.- **Perceptions et attentes des consommateurs sur le prix de l'eau.** Etat des lieux. CREDOC/Commissariat général du Plan. Janvier 1997.

¹² Bruno MARESCA, Guy POQUET avec la collaboration de Cong Tam LE.- **Analyse de la consommation d'eau en Ile de France.** CREDOC, 1996. et Bruno MARESCA, Cong Tam LE, **Analyse prospective de la consommation d'eau dans le périmètre de la Communauté urbaine de Bordeaux.** CREDOC, 1996.

1. Usages de l'eau et habitudes de consommation

Mener une réflexion sur les consommations d'eau des ménages nécessite de connaître leur taux d'équipement en appareils ménagers ayant une incidence sur cette consommation. En effet, les usages alimentaires ne représentent pas 10% de la consommation d'eau d'un ménage.

Selon le Centre d'information sur l'eau ¹³, les Français utilisent 7% de leur consommation d'eau pour s'alimenter (1% pour la boisson et 6% pour la préparation de la nourriture) et 93% pour assurer leur hygiène et faire des travaux de nettoyage : ainsi 39% de l'eau est consommée par les bains et les douches, 20% par les sanitaires, 12% par la lessive, 10% par la vaisselle, 6% par le lavage de la voiture et l'arrosage des plantes, 6% relevant d'usages domestiques divers. Ainsi une famille de quatre personnes utilise environ 400 à 600 litres par jour : sa consommation annuelle moyenne varie de 150 m³ à 200 m³, c'est-à-dire de 150 000 litres à 200 000 litres.

Si l'on "ausculte" la consommation des points d'eau au foyer, elle s'établit de la manière suivante :

Dans la cuisine : on utilise 10 à 20 litres d'eau pour une vaisselle à la main, mais 25 à 40 litres avec un lave-vaisselle. La lessive avec un lave-linge nécessite 70 à 120 litres selon les modèles de machines.

Dans la salle de bains : une douche de 4 à 5 minutes consomme de 60 à 80 litres, tandis qu'un bain nécessite de 150 à 200 litres.

Dans les toilettes : une chasse d'eau consomme de 6 à 12 litres à chaque utilisation.

Dans le jardin, enfin : on peut y laver sa voiture, ce qui fera consommer environ 200 litres d'eau, tandis que l'arrosage de la pelouse et des fleurs représente 15 à 20 litres au m². Signalons pour mémoire que le remplissage de piscines particulières nécessite entre 50 000 et 80 000 litres.

¹³ Centre d'information sur l'eau; - **Memento, l'essentiel sur l'eau potable en France**, 1995.

1.1. Equipements ménagers et consommation d'eau

Selon l'INSEE ¹⁴, au milieu des années 1993, la part des ménages disposant d'un lave-linge approchait les 90%. Mais si les taux de détention pour ce bien d'équipement de base plafonnent, la diffusion des lave-vaisselle se poursuit : la proportion des ménages disposant d'un lave-vaisselle est passé entre juillet 1991 et juillet 1993 de 32% à 34%, pour se situer aujourd'hui autour des 36%. Le taux d'équipement en baignoire ou douche, quant à lui, approche les 100%. Malgré de telles données, l'on connaît encore mal l'équipement global du "consommateur d'eau", ce qui affecte la possibilité d'apprécier l'incidence de cet équipement sur les volumes d'eau consommés.

Pour l'INSEE par exemple, entre 1975 et 1990, la consommation d'eau a globalement augmenté de 25% en raison notamment de la multiplication de biens d'équipement consommateurs d'eau. Mais pour bien appréhender la consommation d'eau des ménages imputable à ces équipements, il convient de distinguer les modèles récents des modèles plus anciens : un ménage utilisant un modèle de lave-linge construit avant 1993 consomme environ 120 litres d'eau par lavage, alors qu'un ménage utilisant un modèle construit ultérieurement n'en consomme plus que 73 litres. Il en va de même pour le lave-vaisselle : l'INC ¹⁵ indique qu'entre 1982 et 1993 la consommation moyenne des nouveaux modèles a chuté de près de 60% pour passer de 56 litres à 23 litres. En ce qui concerne les sanitaires, une enquête de l'Union féminine civique et sociale (UFCS) montre qu'un W-C sur quatre est en mauvais état, mais que seulement une personne sur cinq était consciente du gaspillage ainsi généré et savait en évaluer les conséquences.

Car si l'on considère les usages qui sont faits de l'eau, le gaspillage est un aspect loin d'être négligeable. Selon le Ministère de l'environnement, 20% de l'eau consommée domestiquement part en fuites. Le robinet qui goutte à longueur d'année équivaut à un gaspillage de 44 m³ d'eau ¹⁶. Une fuite dans une chasse d'eau peut alourdir la facture annuelle de l'usager de 220 m³, sans que celui-ci en soit pour autant conscient. Sans même qu'il y ait fuites, l'utilisation dans le logement d'équipements peu économes en eau peut s'apparenter au gaspillage.

¹⁴ Sylvie MONTEIRO, **L'équipement des ménages en 1993**. INSEE résultats n° 0408, Consommation-modes de vie n° 0076, juillet 1995.

¹⁵ INC, **Les économies d'eau**, Dossier INC Hebdo n° 899, 14 avril 1995.

¹⁶ INC, **Les économies d'eau**, Dossier INC Hebdo n° 899, 14 avril 1995.

Une enquête du CREDOC auprès d'une population de ménages représentative résidant en Ile-de-France ¹⁷ a permis d'apporter des précisions sur cet équipement des ménages.

L'équipement électro-ménager consommateur d'eau

L'équipement consommateur d'eau est constitué essentiellement des lave-linge et des lave-vaisselle.

Le **lave-linge** est possédé par près de 86% des ménages et la totalité de ces ménages ne possède qu'un lave-linge. Le parc des lave-linge est relativement récent, puisque 55% des ménages qui en possèdent un l'ont acheté depuis moins de cinq ans et 30% depuis moins de 10 ans. Cependant, l'évolution technique permettant d'économiser l'eau a été moins rapide pour les lave-linge que pour les lave-vaisselle. La consommation d'un lave-linge de la fin des années 80 est de 120 litres en moyenne et ce n'est que vers 1992-1993 que de nouveaux modèles ont permis des économies d'eau d'environ 50%. Les ménages interrogés ayant bénéficié de ce progrès technologique représentent environ 17% des possesseurs de lave-linge.

Comme pour les lave-vaisselle, 96% des ménages possédant un lave-linge n'en connaissent pas la consommation d'eau. Ils sont dans la même proportion à faire de une à sept lessives par semaine (le nombre moyen de lessives effectuées par semaine est proche de 3), mais les ménages où l'utilisation du lave-linge a évolué au cours des quatre dernières années représentent plus de 20% : sur ces ménages, 59% font davantage de lessives par semaine.

En ce qui concerne le **lave-vaisselle**, sur l'ensemble des ménages interrogés, 32% en possèdent un. L'acquisition de ce lave-vaisselle a été effectuée au cours des 10 dernières années pour 38% des ménages concernés et au cours des 5 dernières années pour 46% de ces ménages. C'est dire que les modèles possédés sont postérieurs à 1980 et ne sont pas les plus consommateurs d'eau, même si cette consommation reste encore supérieure aux modèles les plus récents ¹⁸.

¹⁷ Bruno MARESCA, Guy POQUET avec la collaboration de LE Cong Tam.- **Analyse de la consommation d'eau en Ile-de-France**. CREDOC, 1996. L'enquête a été menée fin 1995 auprès de 402 ménages, dont 75% résidant en habitat collectif et 25% en pavillons.

¹⁸ Un lave-vaisselle d'avant 1980 consomme en moyenne 60 litres d'eau, celui des années 1980-1989, 25 à 30 litres et celui de 1994, 19 à 15 litres selon les modèles.

La plupart des ménages qui ont un lave-vaisselle n'en connaissent cependant pas la consommation d'eau (91% des ménages). Ils font presque tous moins de sept vaisselles par semaine : le nombre moyen de vaisselles effectuées par semaine est d'un peu plus de trois. Peu nombreux sont ceux dont l'utilisation a évolué au cours des quatre dernières années (environ 10%) : ils se répartissent pour moitié entre ceux qui ont davantage utilisé leur lave-vaisselle et ceux qui l'utilisent moins au cours des quatre dernières années.

On constate que l'évolution de l'équipement des ménages peut avoir un impact non négligeable sur la consommation d'eau des ménages, puisque les fabricants des appareils électroménagers sont parvenus à réduire de près de la moitié la consommation en eau des lave-linge et des lave-vaisselle au cours des dix dernières années.

Le marché du lave-linge est un marché presque exclusivement de renouvellement : ce renouvellement avoisinerait 10% du parc total chaque année et concerne plus de 90% du marché du lave-linge. Il pourrait influencer de manière importante sur la consommation d'eau en raison de l'innovation technologique. Quant au lave-vaisselle, il s'agit d'un équipement qui se diffuse de façon constante (de 6 à 7% tous les 5 ans entre 1973 et 1993) et dont la consommation d'eau a subi une diminution encore plus forte que pour les lave-linge. Les perspectives de renouvellement ou d'acquisition de ce matériel seraient

Parmi les possesseurs d'un lave-linge, 79% ne savent pas quand ils procéderont à son renouvellement ; 9% pensent le faire au cours des quatre prochaines années et 12% après l'an 2000. Si 78% des possesseurs d'un lave-vaisselle déclarent ne pas savoir à quelle date ils le renouvelleront, 5% se disent prêts à le renouveler dans les quatre prochaines années et 17% après l'an 2000. Compte tenu des dates d'achat de ces appareils, les dates de renouvellement envisagées correspondent en gros au taux de renouvellement de ce type d'appareil (tous les 8 à 10 ans).

En ce qui concerne les non-possesseurs d'un lave-linge, presque 83% des ménages ne lavent pas tout leur linge chez eux et utilisent donc une laverie automatique et ils ne sont que 31% à envisager l'acquisition d'un lave-linge. Le pourcentage de ceux qui sont dans ce cas croît dans les trois premières tranches d'âge, puis diminue nettement dans les deux tranches plus âgées : on passe ainsi de 11% de ménages manifestant une intention d'achat chez les moins de 25 ans à 63% chez les 35-49 ans, puis à 17% chez les 50-64 ans. Les plus de 65 ans n'envisagent pas de faire un tel achat. En ce qui concerne les non possesseurs d'un lave-vaisselle, ils ne sont que 10% à en envisager l'acquisition et ce, au cours des deux prochaines années. Ils s'agit principalement de ménages se situant dans la tranche d'âge des 25-34 ans.

Notons enfin qu'au moment de l'achat d'un lave-vaisselle ou d'un lave linge, le niveau de consommation d'eau de l'appareil n'intervient que marginalement dans le choix du modèle. Le critère privilégié reste les performances de l'appareil pour près de 49% des ménages. Il n'y a que 3% des ménages pour évoquer sa consommation d'eau, 19% mentionnant sa consommation électrique et 12% disant s'intéresser plutôt à sa contenance.

Critères privilégiés lors de l'achat d'un lave-linge ou d'un lave-vaisselle

Critères	% des réponses
Les performances de lavage	49
La consommation électrique	19
La capacité	12
La consommation d'eau	3
Autres ¹⁹	17
TOTAL	100

Source : CREDOC, Enquête CGE, 1995

L'équipement sanitaire

Parmi les ménages interrogés, la majorité possède deux **lavabos ou éviers** (72%), tandis qu'ils ne sont que 5% à n'en posséder qu'un et 23% à en posséder trois et plus.

En ce qui concerne les **baignoires**, presque 36% des ménages n'en possèdent pas : 61% en possèdent une et 3% deux ou plus. Il s'agit pour plus de la moitié, de baignoires de taille normale (52%), les petites baignoires type "sabot" ne représentant que 17% et les grandes baignoires environ 30% du nombre total de baignoires. Seulement 15% des ménages déclarent avoir fait évoluer leur équipement en lavabos ou/et baignoires au cours des quatre dernières années.

Plus de la moitié des moins de 25 ans ne possède pas de baignoires (55%), ce chiffre décroissant ensuite dans la tranche des 25-34 ans (42%) et celle des 35-49 ans (25%).

¹⁹ Marque, rapport qualité-prix, service après-vente, silence, encombrement...

pour augmenter de nouveau avec les tranches des 50-64 ans (36%) et des plus de 65 ans (33%).

En ce qui concerne le nombre de **cabines de douches**, la progression des pourcentages ci-dessus est inversée. Presque la moitié des ménages interrogés ne possède pas de cabines de douches. C'est la tranche des moins de 25 ans qui en possède le plus grand nombre (70%), ce pourcentage déclinant avec les deux tranches d'âge suivantes et remontant légèrement avec les tranches d'âge plus élevées. Seulement 13% des ménages déclarent avoir fait évoluer leur équipement en douche au cours des quatre dernières années : ils se retrouvent principalement dans la tranche d'âge des 35-49 ans.

Une douche consommant beaucoup moins d'eau qu'un bain (60 à 80 litres contre 200 litres en moyenne), la **préférence pour les bains ou les douches** n'est pas sans effet sur la consommation totale en eau des ménages. Pour les ménages qui ont la possibilité de choisir, c'est-à-dire qui possèdent baignoire et douche, 9% préfèrent des bains, 65% des douches et 26% manifestent leur indifférence. Mais la ventilation des réponses par tranche d'âge, montre que la préférence pour le bain croît sensiblement avec l'âge : aucun des moins de 25 ans ne manifeste une préférence pour le bain, alors que c'est le cas de 20% des plus de 65 ans. Seulement 16% des ménages interrogés déclarent avoir changé d'habitude en la matière au cours des quatre dernières années.

Enfin, en ce qui concerne **les toilettes**, on constate que la majorité des ménages ne possède qu'un WC (84%) et qu'ils ne sont qu'à peine 4% environ à envisager de renouveler ou compléter leur équipement. Les trois-quarts n'ont pas connaissance des innovations en matière de WC, les autres mentionnant principalement les régulateurs de débit et les chasses à double commande. Cependant, 88% des ménages sont encore équipés d'une chasse d'eau traditionnelle et, sur l'ensemble des personnes interrogées, seulement 2% ont procédé au cours des quatre dernières années à des travaux susceptibles d'entraîner des économies d'eau.

Les équipements d'agrément

Les trois-quarts des ménages interrogés ne possèdent pas de jardin (75%), ni de balcon ou de terrasse ornés de plantes (77%).

Pour **l'arrosage du jardin**, 81% des ménages concernés utilisent un équipement traditionnel (arrosoirs, jets, seaux). Pour 44% de ces ménages, leur jardin nécessite 10 arrosages ou moins par mois au cours de l'été ; 26% l'arrosent de 11 à 20 fois et 30% 20

fois et plus. Hors des mois d'été, la plupart des ménages se limite à moins de 10 arrosages par mois (94%).

La périodicité des arrosages est analogue en ce qui concerne les balcons et terrasses : 42% des ménages concernés arrosent 10 fois ou moins les mois d'été, 26% de 11 à 20 fois et 26% de 21 à 30 fois. Hors période estivale, 93 % des ménages ne procèdent qu'à 10 arrosages ou moins par mois.

Les trois-quarts des ménages n'affichent pas de préférence pour le jour consacré à l'arrosage. Seul le samedi est plus cité que les autres jours (17% des ménages). Quant à la durée de l'arrosage du jardin, il est d'un quart d'heure ou moins pour 50% des ménages concernés ; 26% de ces ménages y consacrent entre un quart-d'heure et une demie-heure. 15% entre une demie-heure et une heure. Les durées de l'arrosage des balcons et terrasses sont évidemment moins longues : 64% des ménages concernés arrosent leurs plantes en 10 minutes ou moins, 27% mettent entre 11 et 25 minutes.

Ces habitudes d'arrosage n'ont guère évolué depuis quatre ans pour 83% des ménages interrogés. Les 17% de ménages restant se répartissent entre ceux dont l'évolution a entraîné une consommation accrue d'eau (63%) et ceux dont la consommation d'eau occasionnée par l'arrosage a diminué (37%).

Sur l'ensemble des ménages interrogés, ils ne sont que trois à posséder **un bassin ou une piscine** (2%), sans en connaître la capacité en m³. Ils l'utilisent principalement les mois d'été et procèdent au renouvellement de l'eau selon une périodicité très variable : une fois par an pour l'un, environ tous les deux mois pour le deuxième, presque tous les trois semaines pour le dernier. Cette consommation d'eau reste donc marginale dans l'optique de cette analyse.

Mentionnons enfin le lavage des **voitures**. Parmi les ménages motorisés, seuls 23% lavent leur voiture eux-mêmes chez eux, les autres préférant avoir recours au lavage automatique dans les stations services. Quand elles lavent elles-mêmes leurs véhicules. 62% des personnes concernées le font à la main, c'est-à-dire avec un seau et une éponge. tandis que 32% utilisent le jet d'eau qui est davantage consommateur d'eau.

A la lecture des résultats ci-dessus, on peut dresser un tableau récapitulatif présentant l'état relatif d'équipement des ménages.

Etat relatif de l'équipement des ménages

Faible équipement	Equipement moyen	Fort équipement
1 lavabo ou évier / 5%	2 lavabos ou éviers / 72%	3 lavabos ou éviers ou + / 23%
1 cabine de douche / 22%	1 baignoire / 61%	1 douche + 1 baignoire ou plus d'une baignoire / 17%
1 W-C / 84%		2 W-C ou plus / 16%
Pas de lave linge / 14%	Lave-linge / 86%	
Pas de lave-vaisselle / 68%		Lave-vaisselle / 32%
Pas de balcon, ni de jardin / 75%	1 balcon seul / 23%	1 jardin / 25%

Source : CREDOC, EPP, 1995

En utilisant la méthode de scoring, on peut en tirer un indicateur synthétique global de l'équipement des ménages. La méthode utilisée repose sur la notation, pour chaque ménage, de sa situation concernant chaque type d'équipement (faible, moyen ou fort), puis par cumul, sur le calcul de son score global.

Ce calcul montre qu'environ 13% de ménages sont faiblement équipés, 70% moyennement équipés et 17% fortement équipés. Le facteur qui semble déterminant, eu égard à la consommation d'eau, semble être la présence ou non d'un lave-linge et d'un lave-vaisselle, ainsi que leur fréquence d'utilisation (+ ou - trois lessives ou lavages par semaine). La date de fabrication des appareils possédés n'est pas non plus sans influence et les consommations d'eau enregistrées peuvent varier dans des fourchettes importantes.

L'innovation technologique ne concerne d'ailleurs pas que ces deux types d'appareils. Des ensembles cuvettes-réservoir de W-C économiques existent, de même que des systèmes de douche à débit réduit ou des systèmes d'arrosage munis de programmateur et d'un dispositif d'aspersion localisée. Les résultats des tests réalisés par l'INC²⁰ montrent que les économies réalisables sont importantes et qu'elles pourraient inciter les ménages équipés d'appareils déjà anciens à envisager l'achat de modèles récents plus économiques.

L'INC a ainsi simulé les consommations d'eau de deux familles de quatre personnes. La première, la "famille Gaspi", est mal équipée et inattentive au problème d'économie d'eau et de fuites : elle utilise des W-C de 10 litres, un lave-linge et un lave-vaisselle anciens et ne colmate pas ses fuites d'eau. La seconde famille, la "famille Eco", est rationnelle.

²⁰ INC, *Les économies d'eau*, Dossier INC Hebdo n° 899, 14 avril 1995.

économique, astucieuse : elle a changé ses installations pour des systèmes plus économiques et a fait réparer ses fuites. Le résultat est spectaculaire puisque, à la fin de l'année, la famille Eco aura réalisé une économie de 40% par rapport à la famille Gaspi.

Comme le détaille le tableau de la page suivante, la comparaison des budgets respectifs des deux familles, sur la base de 14 F le m³ d'eau, montre que la "famille Gaspi" en consommant 79 m³ d'eau par personne et par an dépense 4 396F, tandis que la "famille Eco" en ne consommant que 49 m³ par an et par personne ne dépense que 2 716 F, soit une économie de 1 680 F par an.

Simulation de consommations d'eau annuelles de deux familles de quatre personnes

	Famille Gaspi	Famille Eco
W- C	4 personnes 4 fois par jour Réservoir de 10 litres = 160 litres/j 58m³ par an	Trois réservoirs à 3 l et un à 6l/j et par personne avec une cuvette-réservoir de 6l munie d'une double commande = 60 litres/j 22 m³ par an
Lave-vaisselle	Cinq lavages par semaine avec un modèle de 1986 (50 l par lavage) = 250 litres/semaine 13 m³ par an	Avec un modèle récent économique de 20 litres/lavage = 100 litres/semaine 5,2 m³ par an
Lave-linge	Un lavage à 60° et trois à 40° par semaine avec un modèle de 1986 = 480 litres /semaine 25 m³ par an	Avec un modèle récent économique = 231 litres /semaine 12 m³ par an
Baignoire et douche	1 bain et 6 douches par semaine et par personne. Bain = 150l, douche = 45l 87,3 m³ par an	Bain = 150 litres et douche = 35 litres grâce à un économiseur 74,8 m³ par an
Cuisine	160 litres d'eau/jour pour 4 58 m³ par an	160 litres d'eau/jour pour 4 58 m³ par an
Lavabo	80 litres/jour pour 4 29 m³ par an	60 litres/jour pour 4 grâce à des robinets mitigeurs 22 m³ par an
Fuites	Non colmatage = 44 m ³ par an	Pas de fuites
TOTAL	314 m³ par an	194 m³ par an

Source : INC, Les économies d'eau, Dossier INC Hebdo n° 899, 14 avril 1995.

Mais les Français sont-ils conscients de la nécessité de ménager une ressource dont la qualité subit de multiples agressions et dont la disponibilité et la potabilité nécessitent en conséquence des traitements de plus en plus coûteux ?

L'enquête du CREDOC auprès de ménages franciliens ²¹ montre qu'une majorité d'entre eux (70%) déclare faire attention à sa consommation d'eau, contre 30% avouant ne pas se soucier d'économies dans ce domaine. Ils ne sont que 17% à dire avoir changé d'attitude au cours des quatre dernières années. Les ménages attentifs à leur consommation d'eau sont presque aussi nombreux à justifier leur attitude par le souci d'éviter le gaspillage, que par souci de faire des économies financières. Sur les 17% déclarant avoir changé d'attitude, une majorité évoque le renchérissement du prix de l'eau, les autres se disant réceptifs à des campagnes de sensibilisation aux problèmes de l'eau.

En comparant ces résultats à ceux d'une enquête du CREDOC menée au niveau national ²², on constate que, début 1995, 52% des Français disaient avoir volontairement économisé de l'eau du robinet, 26% afin d'alléger leur facture et 23% pour éviter le gaspillage d'une ressource naturelle. C'est dire que près de la moitié de la population (48%) n'est pas spécialement attentive à sa consommation d'eau.

L'enquête nationale du CREDOC montre que les attitudes vis-à-vis de l'eau du robinet sont très liées à des caractéristiques socio-démographiques :

- Les personnes âgées, retraitées, et celles disposant d'un revenu faible, sont davantage économes pour des motifs financiers.
- Les ménages d'un milieu socio-culturel élevé, qui ont tendance à faire des économies d'eau, le font pour éviter de gaspiller une ressource naturelle.
- Enfin, les Français qui sont les plus gros consommateurs d'eau sont les plus jeunes et ceux disposant d'un revenu élevé.

Ces critères semblent plus discriminants que la traditionnelle opposition entre comportements de propriétaires et comportements de locataires. Dans le périmètre de distribution francilien, les propriétaires ou les accédants à la propriété se déclarent plus attentifs à leur consommation d'eau que les locataires ou les occupants à titre gratuit (73% contre 66%), mais propriétaires et locataires se retrouvent dans la même proportion à déclarer avoir changé d'attitude au cours des quatre dernières années (environ 17%). Ce qui nous incite à penser que l'explication de la baisse des consommations d'eau durant cette période est à imputer à d'autres variables.

²¹ Bruno MARESCA, Guy POQUET avec la collaboration de LE Cong Tam.- *Analyse de la consommation d'eau en Ile de France*. CREDOC, février 1996.

²² Ariane DUFOUR.- *Opinions des Français sur l'environnement et appréciations sur l'eau du robinet*. Enquête "Conditions de vie et aspirations des Français" (vague de fin 1994).

1.2. Incidence de l'évolution de la pyramide des âges

Si les trois lieux privilégiés d'un foyer pour consommer de l'eau sont les toilettes, la cuisine et la salle de bains, on constate que les comportements en ces lieux se différencient surtout en fonction de l'âge. Ce critère reste le plus déterminant, même s'il n'exclut pas le rôle joué par d'autres facteurs, pour expliquer les variations en matière de consommation d'eau.

C'est que le phénomène est lié, dans le périmètre considéré, à l'évolution de la pyramide des âges qui va dans le sens d'un vieillissement : les classes plus âgées ont gagné en importance dans la structure démographique de l'Ile-de-France entre 1982 et 1990²³, les effets de leurs comportements économiques et socio-culturels se répercutant sur la consommation d'eau générale. Cette évolution de la pyramide des âges se retrouve quand on examine la composition des ménages et son évolution depuis 1990.

La taille des ménages, de 1991 à 1995, a évolué pour 32% des ménages et sur ce groupe, elle a augmenté pour 57% et diminué pour 39%. Si l'on répartit cette évolution par tranche d'âge on constate que les plus forte variations concernent les 25-34 ans et les 50-64 ans.

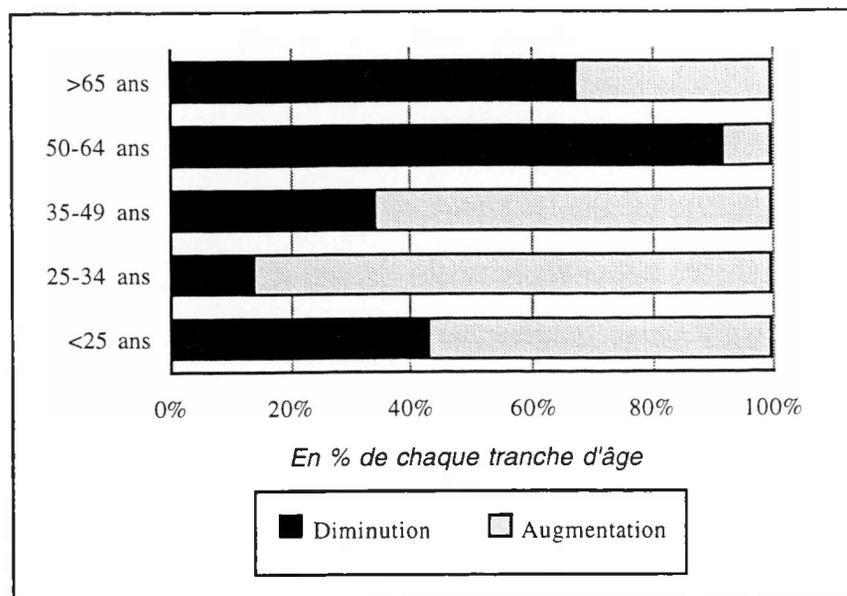
Le tableau suivant ne mentionne pas les ménages où il y a eu évolution de la composition sans modification de la taille (5%), pour ne retenir que les évolutions dans le sens de la hausse (généralement par suite de naissances) et de la baisse (généralement liée à des départs d'enfants ou à des décès). On constate que les augmentations ont été les plus importantes pour les tranches d'âge de la maturité, alors que les baisses concernent les personnes les plus âgées. L'accroissement de la taille des ménages (principalement causé par les naissances) touche les ménages entre 25 et 49 ans, tandis que la réduction de la taille des ménages à cause du départ des enfants se manifeste surtout à partir de 50 ans.

Autrement dit, la taille des ménages âgés se réduit, tandis que celle des ménages jeunes augmente. L'hypothèse de l'impact, sur la consommation d'eau, de l'évolution de la pyramide des âges, paraît être confirmée²⁴.

²³ Guy DESPLANQUES, "La population francilienne" in **Données sociales Ile-de-France 1989**, Paris INSEE, 1989.

²⁴ Notons cependant que l'hypothèse a été construite à partir de données globalisant le taux de variation du facteur démographique à l'échelle de l'ensemble des départements où se situe le périmètre observé. Les résultats obtenus par l'enquête auprès des ménages montrent que l'on pourrait procéder à une modélisation plus fine de la consommation d'eau si l'on s'intéressait à l'évolution de la pyramide des âges à l'échelle de la commune. Il suffirait de disposer des données annuelles concernant les naissances et les décès survenus dans chaque commune du périmètre étudié pour affiner la modélisation des évolutions de la consommation d'eau commune par commune.

Evolution de la taille du ménage selon l'âge



Source : CREDOC, EPP, 1995

On peut donc en conclure qu'à population de ménage stable, sa composition interne le transforme. Si les classes les plus âgées s'accroissent, cela aura un effet multiplicateur sur la réduction des consommations d'eau par un double phénomène : d'une part il y aura réduction du nombre de personnes dans le ménage, d'autre part chacune des personnes le composant consommera moins d'eau.

A partir de cette constatation, on peut porter un regard critique sur la relation qui a pu être établie entre l'insatisfaction croissante des usagers et la baisse de leur consommation d'eau du robinet, baisse que les gestionnaires de services d'eau enregistrent depuis le début des années 90.

Les prestataires des services d'eau se sont depuis longtemps intéressés au problème de l'élasticité de la consommation d'eau au prix du m³. Mais les études réalisées ont rarement été publiées et visaient à conforter ces prestataires dans l'idée que l'augmentation du prix de l'eau ne réduirait pas significativement les consommations.

Une étude menée avec le concours du FNDAE ²⁵ montrait que sur la période 1975-1990, la consommation d'eau des ménages était largement inélastique au prix tant à court terme qu'à long terme. L'élasticité n'était cependant pas nulle et avait tendance à être plus forte à long terme qu'à court terme.

²⁵ Pascal BOISTARD, *Qualité et prix des services publics de distribution d'eau potable. Approche d'un prix de la qualité de l'eau et de la desserte*. Doctorat de l'ENPC, septembre 1993.

Or la progression des volumes d'eau facturés aux usagers s'arrête en 1992 et, même si des nuances existent d'une région à l'autre, la tendance à la baisse des consommations est nette depuis le début des années 1990. D'où les hypothèses faites par S. Cambon ²⁶ à partir des conclusions de l'étude de Pascal Boistard :

- l'élasticité au prix a augmenté au cours des 15 dernières années ;
- la vitesse de réaction des usagers a augmenté dans le même temps ;
- les nouveaux abonnés installés dans les communes étudiées entre 1975 et 1990 utilisaient des équipements plus économes en eau et consommaient donc moins que les ménages installés avant 1975.

Mais l'auteur de cette thèse reconnaît que réduire l'explication de l'évolution des consommations d'eau à la seule augmentation des factures d'eau constitue une vision très limitative de l'acte de consommation d'eau par les usagers et donc que les études d'élasticité ne peuvent constituer dans l'analyse des consommations d'eau qu'un outil complémentaire à une recherche de corrélation avec d'autres facteurs conjoncturels.

Recherchant donc du côté des conditions climatiques et de la conjoncture économique les paramètres qui affectent directement les utilisations de l'eau, et en soulignant le rôle joué par les médias, l'auteur pense qu'il existe un seuil d'acceptabilité du niveau des factures d'eau par la population. Il trouve justification de son hypothèse dans les résultats de l'enquête du CREDOC, selon lesquels 52% des Français ont déclaré économiser l'eau du robinet ²⁷, principalement soit pour alléger leur facture d'eau, soit pour éviter le gaspillage. Pour S. Cambon, les préoccupations relatives au gaspillage évoquent "une critique masquée de l'idéal quantitatif de l'offre technico-sanitaire" et cette insatisfaction explique en partie la baisse des volumes d'eau facturés aux usagers.

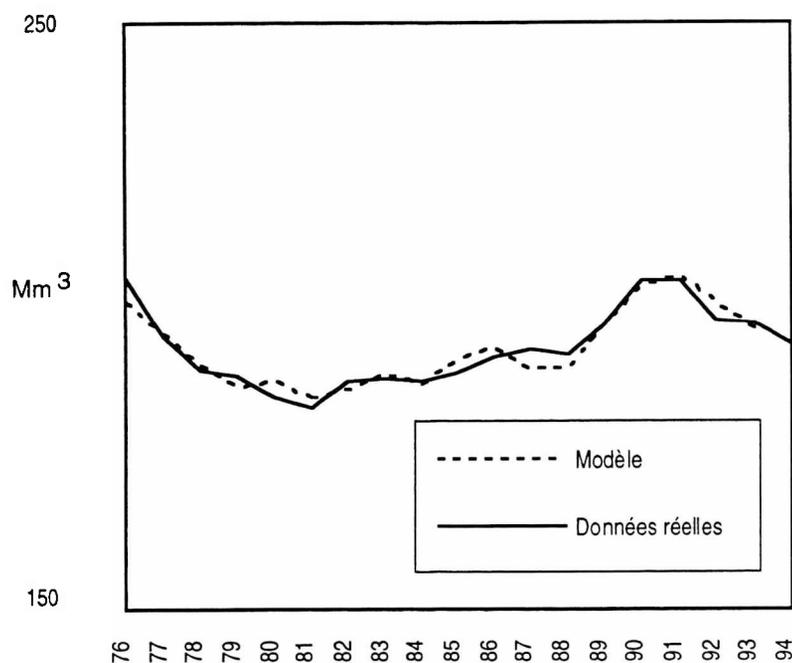
L'explication ne semble satisfaisante qu'en partie. On a vu plus haut que le CREDOC, sur la base d'analyses de la consommation d'eau des ménages réalisées sur des périmètres de distribution bien définis a développé une autre hypothèse pour expliquer cette baisse des consommations d'eau enregistrée depuis le début des années 90. A l'échelle de plusieurs milliers d'habitants, c'est le facteur des évolutions démographiques qui apparaît le plus marquant.

²⁶ Cf. Sophie CAMBON, op. cit.

²⁷ Ces résultats sont évoqués en page 15.

Un exemple de modélisation de la consommation d'eau sur un périmètre particulier

Ajustement de la consommation d'eau annuelle et de la consommation d'eau estimée entre 1976 et 1994



La consommation d'eau relative à la période de 1976 à 1994 peut être représentée par le modèle suivant :

$$C = x_1 t + x_2 i + x_3 pr + x_4 po + C_0 + \mathcal{E}$$

C , t , i , pr , po sont respectivement la consommation d'eau, la température, l'insolation, la précipitation, la variation de population. C_0 est une constante, \mathcal{E} est un aléa de distribution normale. On obtient sur l'échelle logarithmique l'équation du modèle sous la forme suivante, en tenant compte du décalage de 1 pour la population :

$$\text{Log}_e C = 0,29 \text{Log}_e t + 0,15 \text{Log}_e i - 0,27 \text{Log}_e pr + 3,38 po + 19$$

La variance expliquée est très élevée : 0,90. Les coefficients appartiennent tous à l'intervalle de confiance (coeff - standard < coeff < coeff + standard). Les tests de significativité (T - statistic) sont bons dans l'ensemble.

Source : CREDOC 1995

Les analyses des consommations d'eau sur longue période ²⁸ dans les périmètres qui ont été étudiés ont amené à conclure que :

1. Le climat a des incidences importantes sur la consommation d'eau des particuliers, mais les coefficients d'ajustement des courbes de températures et des courbes de consommation montrent que le facteur climatique pèse dix fois moins que le facteur démographique.
2. Le facteur démographique s'avère le plus explicatif, mais ce qui est le plus déterminant, c'est le processus de variation de la population. En effet, la population est en croissance constante tout au long de la période étudiée, mais on constate que cet accroissement est tantôt rapide, tantôt lent : or les ralentissements se sont accompagnés, tant en 1975 que depuis 1990, d'une baisse de la consommation d'eau.

Trois variables sont significativement corrélées : la variation de population, la variation de résidences principales, le taux de décès et les différents taux de corrélation montrent bien que le phénomène de contraction démographique réagit très fortement sur la consommation d'eau en induisant des baisses significatives. C'est ainsi que la variable du vieillissement de la population se confirme comme étant la piste la plus solide pour rendre compte des phénomènes de ralentissement de la consommation d'eau. A l'inverse, la reprise d'une courbe ascendante de la consommation à l'échelle d'un périmètre est imputable à une démographie redevenue plus active par apport migratoire principalement (c'est le cas pour la période 1975-1980).

L'enquête auprès des ménages, dont nous avons rappelé plus haut les principaux résultats a permis de renforcer l'hypothèse de l'évolution démographique comme principal facteur explicatif de la baisse de la consommation d'eau.

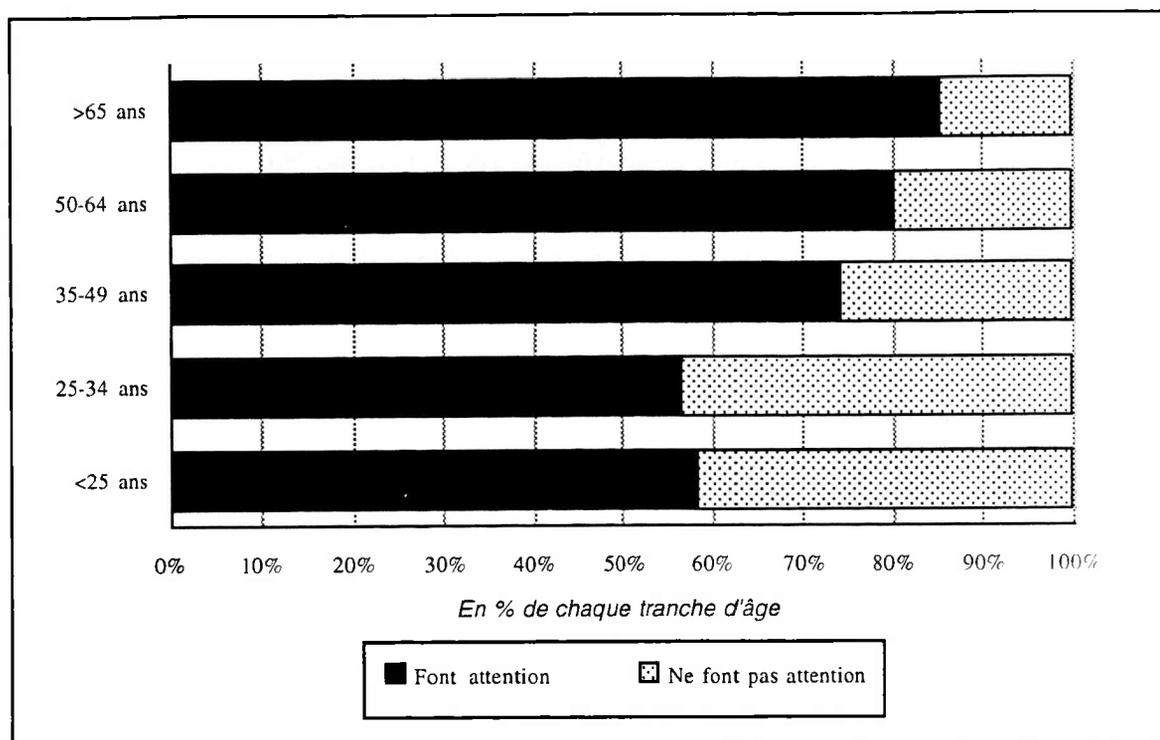
1.3. Les composantes socio-démographiques

L'analyse des composantes socio-démographiques de la population enquêtée montre que ce sont les tranches d'âge les plus jeunes qui sont les plus indifférentes à leur consommation d'eau et que ce souci croît sensiblement avec l'âge. Seuls 15% des 65 ans

²⁸ Les analyses du CREDOC portent sur la période 1975-1995.

et plus disent ne pas faire attention à leur consommation d'eau contre plus de 40% pour les moins de 25 ans et les 25-34 ans.

La consommation d'eau selon l'âge



Source : CREDOC, EPP, 1995

Si l'on considère la catégorie socio-professionnelle, critère corrélé étroitement au revenu, il apparaît que le souci d'économiser ou de ne pas gaspiller l'eau décroît sensiblement au fur et à mesure que le revenu s'élève ²⁹.

La consommation d'eau selon la CSP

CSP	Font attention	Ne font pas attention	Total
Art, comm.	91	9	100%
Ouvriers	80	20	100%
Prof. inter.	70	30	100%
Employés	68	32	100%
Cadres, prof. sup.	65	35	100%

Source : CREDOC, EPP, 1995

²⁹ La consommation d'eau des artisans et commerçants peut être tributaire de leur activité, ce qui explique le nombre important de ceux qui déclarent faire attention à cette consommation.

Motivations des usagers déclarant faire attention à leur consommation d'eau selon l'âge et la CSP

	Economies financières	Evite le gaspillage	Autre	Total
AGE				
<25 ans	58	37	5	100%
25-34 ans	46	49	5	100%
35-49 ans	49	48	3	100%
50-64 ans	51	45	4	100%
65 ans et +	55	44	1	100%
CSP				
Art, comm.	55	45	0	100%
Ouvriers	55	42	3	100%
Employés	51	44	5	100%
Prof. inter.	44	51	5	100%
Cadres, prof. sup.	38	56	6	100%

Source : CREDOC, EPP, 1995

Ces résultats sont confirmés quand on examine les motivations des personnes qui se disent attentives à leur consommation d'eau. Les économies pour motivations financières décroissent au fur et à mesure que le milieu socio-culturel s'élève, tandis que se développe symétriquement le souci d'éviter le gaspillage d'une ressource naturelle.

Les motivations économiques des personnes interrogées se précisent d'ailleurs quand on aborde le problème des restrictions. 31% de personnes seulement déclarent être obligées de s'imposer régulièrement des restrictions, mais plus de 78% estiment, sans être obligées de se restreindre, devoir faire attention à d'autres postes de dépenses que leur consommation d'eau.

Le tableau ci-dessous montre que la nécessité de s'imposer régulièrement des restrictions décroît à mesure que l'on s'élève dans la hiérarchie des catégories socio-professionnelles. Le fait de faire attention à d'autres postes de dépenses est ici plus équilibré, encore que les postes qui mobilisent cette attention diffèrent selon les CSP. Cependant, il en va différemment avec l'âge.

Situation économique selon la CSP

En pourcentage de chaque CSP

	Restrictions régulières	Pas de restrictions régulières	Attention à d'autres postes que l'eau	Pas attention à d'autres postes
Ouvriers	43	55	78	22
Employés	40	60	84	14
Prof. inter.	34	66	78	20
Art, comm.	23	77	82	18
Cadres, prof. sup.	13	86	72	28

Source : CREDOC, EPP, 1995

En effet, si l'on rapporte la situation économique des abonnés à leurs tranches d'âge, on constate que les "restrictions régulières" sont à peu près également réparties au delà de 25 ans, mais que la vigilance sur les dépenses des différents postes de consommation s'accroît bien avec l'âge : les consommateurs vigilants passent ainsi de 70% pour les moins de 25 ans à 86% pour les 50-64 ans, même si ce pourcentage baisse très légèrement après 65 ans, sans doute en raison d'une consommation générale qui se réduit sensiblement.

Situation économique selon l'âge

En pourcentage de chaque tranche d'âge

	Restrictions régulières	Pas de restrictions régulières	Attention à d'autres postes que l'eau	Pas attention à d'autres postes
Moins de 25 ans	21	79	70	30
25-34 ans	32	66	73	25
35-49 ans	33	65	80	18
50-64 ans	31	67	86	14
Plus de 65 ans	31	69	82	17

Source : CREDOC, EPP, 1995

La lecture de ces résultats révèle que si certains aspects de la consommation d'eau des ménages sont corrélés avec le revenu, d'autres le sont avec l'âge.

Le niveau de revenu détermine ainsi les restrictions : 43% des ouvriers déclarent "être obligés de se restreindre" contre seulement 13% pour les cadres et professions supérieures. Tandis que l'âge détermine une attitude économe. 70% des moins de 25 ans déclarent faire attention à d'autres postes de dépenses, alors que ce pourcentage grimpe jusqu'à 86% pour les 50-64ans.

Autrement dit, plus le revenu du ménage augmente, moins on s'impose de restrictions. moins on fait attention aux différents postes de dépenses, plus on manifeste de l'insouciance vis-à-vis du gaspillage. A l'inverse, en gagnant en âge, si l'on ne s'impose pas plus de restrictions, on devient cependant plus attentifs à la consommation d'eau et aux autres postes de dépenses du ménage.

1.4. Esquisse d'une typologie des consommateurs d'eau

Une approche qualitative des attitudes envers l'eau menée par Manuel Periañez pour la Lyonnaise des Eaux, lui a permis de dégager une typologie des attitudes des consommateurs vis-à-vis de l'eau.

Une analyse factorielle de correspondances, bien que pas très robuste en raison de la taille de l'échantillon, montre qu'il existe une attitude générale face au mode d'utilisation de l'eau : gaspillage et économie font partie d'un système cohérent de fonctionnement des ménages et cette attitude semble de plus être en partie liée à des attitudes plus générales sur l'environnement.

- Pour les **insouciants**, le gaspillage leur est naturel, dans la salle de bains comme dans la cuisine. Pour eux, l'environnement, c'est d'abord la nature. Leur préférence entre la douche et le bain va plutôt pour le bain. Les cadres supérieurs sont légèrement plus présents dans cette classe.
- Pour les **économes**, il n'est pas question de dépenser plus d'eau qu'il n'est nécessaire. Ils préfèrent les douches aux bains. Ils conçoivent l'environnement globalement. Ils pensent que le prix de l'eau dans leur commune a augmenté. On trouve des personnes qui jugent qu'ils sont mieux positionnés socialement que leurs parents.

Les réponses aux questions de prix et de politique des prix, de même que l'évolution constatée des consommations depuis trois ans, ne font pas ressortir un système cohérent d'opinion. De plus, il n'est apparemment pas fortement lié aux attitudes précédentes.

L'autre forte cohérence dans les attitudes est la méfiance ou la confiance dans l'eau. Quand on estime l'eau peu fiable, on ne boit pas l'eau du robinet. Mais il est difficile de dire si cette attitude est liée ou non avec des comportements d'économie.

Les résultats essentiels de cette analyse sont donc que le gaspillage et l'économie s'opposent dans un système cohérent de fonctionnement des ménages, tandis que les questions de prix de l'eau ne font pas ressortir une telle cohérence ; celle-ci existe par contre entre les attitudes de méfiance ou de confiance dans l'eau du robinet.

Quatre groupes de variables actives ont été retenus pour mener cette analyse :

- la manière de consommer l'eau, le fait de surveiller ou non les quantités consommées ;
- l'opinion sur la qualité de l'eau, le fait de boire ou non l'eau du robinet ;
- la connaissance du prix de l'eau et de son mode de calcul ;
- des opinions générales à propos de l'environnement.

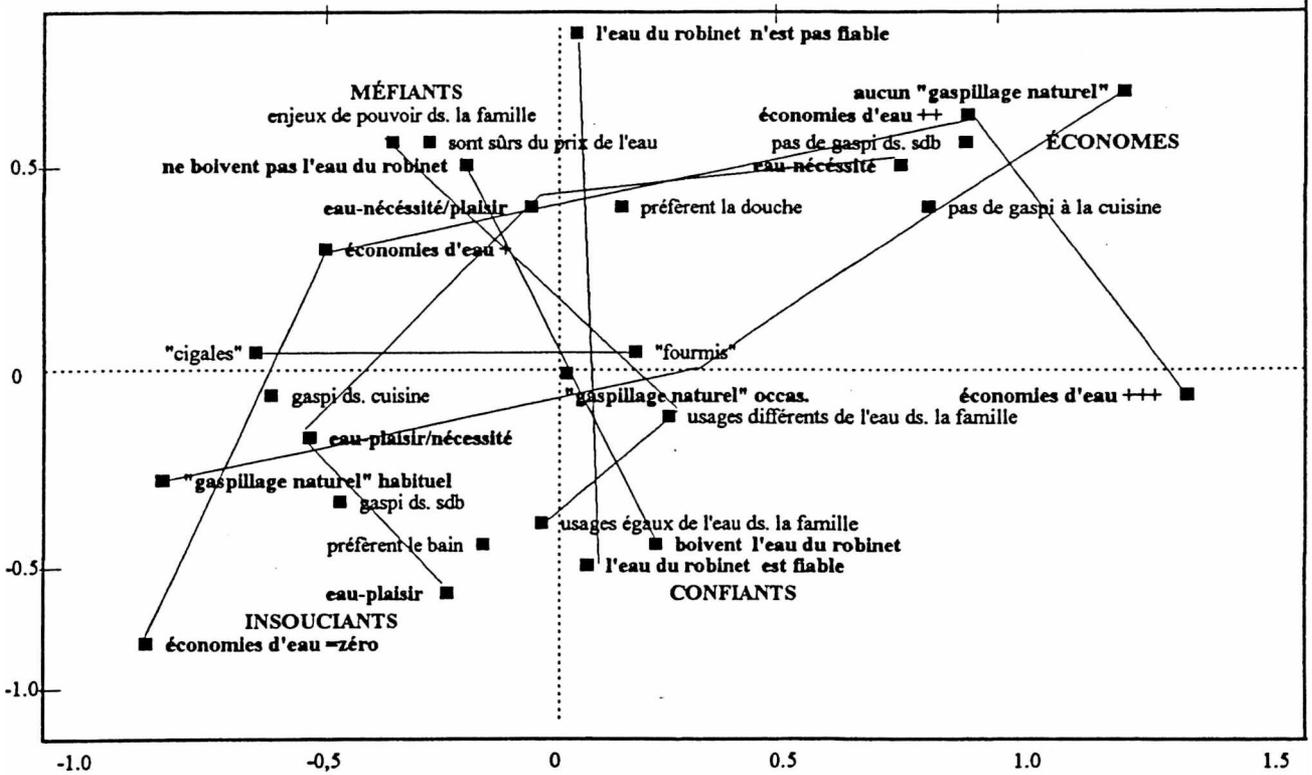
La structure des variables actives les plus importantes dessine le graphique ci-dessous, dans lequel on retrouve les oppositions mentionnées ci-dessus.

Le premier axe oppose les fourmis aux cigales. Les économes (fourmis) économisent l'eau au même titre que le reste de leur consommation. Les insoucians (cigales) ont un comportement exactement inverse : ils gaspillent et ne sont pas plus attentifs pour le reste de leur consommation. Du côté des économes, on note l'importance de non-réponses sur des questions générales comme les prix ou l'environnement. Ils imputent plus souvent les dépenses d'eau aux machines.

Le deuxième axe est d'abord un axe de confiance ou de méfiance face à l'eau distribuée : il oppose ceux qui ne boivent jamais d'eau du robinet parce qu'ils estiment que l'eau n'est pas fiable à ceux qui ne manifestent pas d'inquiétude sur ce point. On voit que la méfiance peut être corrélée avec certaines précautions dans l'usage de l'eau, par exemple le non-gaspillage dans la salle de bains.

Les modalités actives

Facteur 2

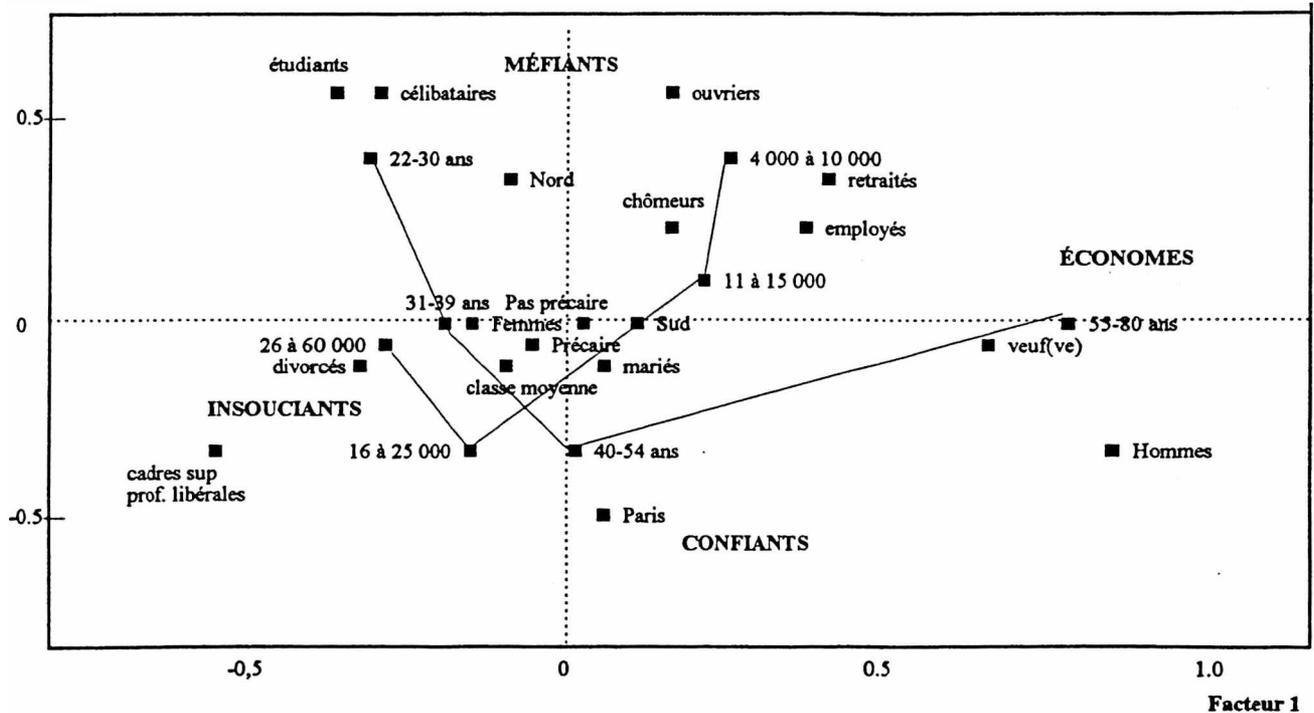


Source : M. Perianez, Attitudes et comportements des consommateurs d'eau, Lyonnaise des eaux, 1996

Facteur 1

Les caractéristiques socio-démographiques

Facteur 2

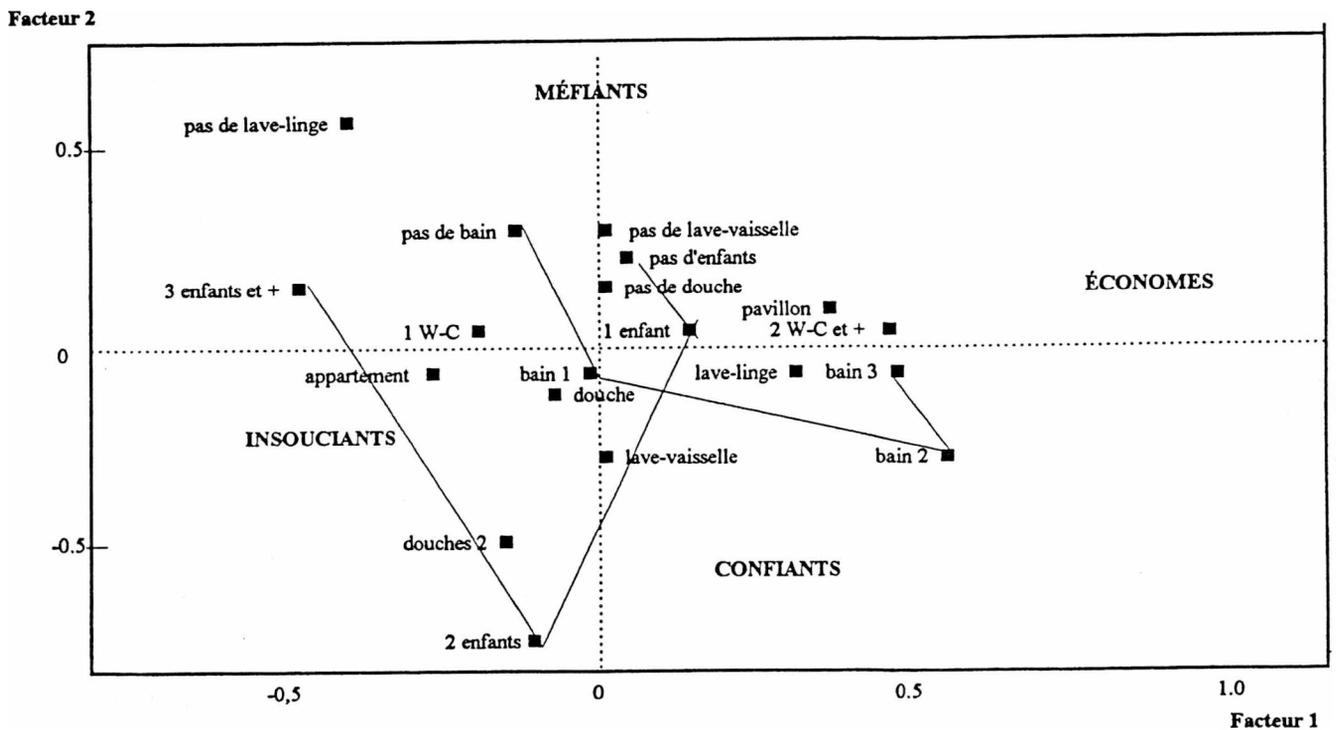


Source : M. Perianez, Attitudes et comportements des consommateurs d'eau, Lyonnaise des eaux, 1996

On constate que l'âge et le revenu sont assez bien corrélés à l'axe "insouciants-économiques". L'insouciance va avec la jeunesse, alors que le souci d'économiser est plutôt le fait des personnes plus âgées. De manière logique, les plus forts revenus se préoccupent moins de leurs dépenses en eau que les revenus plus élevés. Les hommes se trouvent davantage du côté des économistes confiants ou plutôt sans opinions relativement aux dépenses domestiques. Les Parisiens paraissent également relativement confiants dans la qualité de l'eau.

Les habitants des pavillons se déclarent plus économes que les habitants des appartements. De manière générale, plus le nombre d'équipements (bains, W-C) est important, plus la nécessité des économies se fait sentir. Cela peut paraître contradictoire avec l'évolution selon le revenu, mais la taille de l'échantillon ne permet pas de différencier les habitants des pavillons selon le niveau de revenu.

L'équipement du foyer



Source : M. Perianez, *Attitudes et comportements des consommateurs d'eau*, Lyonnaise des eaux, 1996

Les conclusions ci-dessus recourent celles du Département Evaluation des politiques publiques du CREDOC, alors que les approches adoptées pour mener les enquêtes présentent de sensibles différences.

Pour le CREDOC, les variations de volumes d'eau distribués aux ménages sont de bons indicateurs des évolutions démographiques et des évolutions des équipements ménagers. Elles permettent des analyses fines à l'échelle de périmètres micro-régionaux déterminés par l'extension des réseaux (agglomérations, syndicats de communes, districts). Un essai sur des séries temporelles concernant deux périmètres de distribution d'eau potable a permis de construire un modèle explicatif faisant la part des contraintes physiques, notamment climatiques, des variations démographiques, de l'incidence du prix de l'eau.

Le résultat obtenu pourrait être conforté par une réflexion sur la pertinence des variables explicatives mobilisées pour ces modèles. On pourrait rassembler les données existantes permettant d'étayer le modèle explicatif, notamment auprès des services de recherche des organismes gestionnaires de réseau (CGE, Lyonnaise des eaux, Agences de bassin, EDF...).

D'autre part, grâce à ce modèle et à une enquête auprès des ménages, on a vu que les caractéristiques démographiques de la population affectent assurément la consommation d'eau des ménages, puisque l'âge apparaît être un critère déterminant, non seulement à cause de la taille de la famille qui lui est associée, mais aussi à cause du développement d'habitudes personnelles différentes. On a pu, sur ces bases, esquisser une typologie des consommateurs qui recoupe et, par certains aspects, complète la typologie évoquée ci-dessus.

Les **ménages gros consommateurs** (30%), indifférents vis-à-vis de leur consommation d'eau, se caractérisent par leur appartenance aux catégories socio-professionnelles des cadres et professions intellectuelles supérieures et des professions intermédiaires. Ils sont entrés dans l'âge de la maturité et possèdent un équipement ménager comprenant lave-vaisselle et lave-linge. Couples ayant deux ou trois enfants, leur utilisation de ces équipements est un peu plus élevée que pour les autres catégories de la typologie.

Ces dernières diffèrent moins par leur comportement vis-à-vis de la consommation d'eau que par leurs motivations.

Les **ménages vigilants** (40%) se disent attentifs à leur usage de l'eau par souci d'antigasillage. En effet, ils n'ont pas à s'imposer de restrictions régulières et font autant attention à leur consommation d'eau qu'à leur consommation sur d'autres postes. On retrouve dans cette catégorie la plupart des artisans-commerçants et des employés. Ces ménages sont un peu plus âgés en moyenne que ceux de la catégorie précédente, habitent indifféremment en pavillon ou en immeuble, et ne possèdent pas de lave-vaisselle. Le nombre d'enfants par ménage est d'un ou deux, les enfants des ménages les plus âgés de cette catégorie ayant déjà quitté le foyer familial. Le souci de lutter contre le gaspillage est plus une attitude qui a des racines culturelles qu'une attitude répondant à des préoccupations économiques, voire écologiques.

Les **ménages économes** (30%) se disent contraints de s'imposer régulièrement des restrictions et sont donc attentifs à économiser sur tous les postes de consommation. Ces ménages sont composés plutôt d'ouvriers et d'employés, dans la tranche d'âge des 50-64 ans, et de personnes à la retraite. Ils habitent plutôt en pavillon et leur équipement ménager ne comporte pas de lave-vaisselle.

Esquisse de typologie des ménages

	Gros consommateurs (30%)	Vigilants (40%)	Economes (30%)
Restric. régulières	Non	Non	Oui
Attention aux dépenses	Non	Oui	Oui
CSP	Cadres et profs sup. Profs intermédiaires	Artisans Employés	Employés Ouvriers Retraités
Tranche d'âge	25-49	50-64	Plus de 50 ans
Type d'habitat	Immeubles	Immeubles/Pavillons	Immeubles/Pavillons
Taille du logement	4-5 pièces	3-5 pièces	2-4 pièces
Nbre enfants	2-3	1-2	néant
Lave-vaisselle	Oui	Non	Non

Source : CREDOC, EPP, 1995

Cette typologie, issue des analyses et enquêtes du CREDOC, n'est assurément qu'une esquisse qu'il serait intéressant de préciser. En se fondant sur elle, on pourrait en effet

sélectionner des ménages types pour lesquels il serait possible de recomposer les consommations d'eau moyennes à partir de leurs habitudes et de leurs comportements. A partir d'entretiens en face à face et de l'observation des équipements des ménages, on pourrait établir des ratios de consommation selon la structure de l'habitat et l'équipement des logements.

Conclusion : Pour cerner les facteurs explicatifs des comportements

Les évolutions technologiques dans les équipements ménagers, l'évolution des comportements sur les consommations de confort ou d'agrément, constituent des phénomènes qui affecteront de plus en plus la consommation d'eau des usagers et qui peuvent être contradictoires : les nouveaux appareils ménagers sont construits en essayant de minimiser leur consommation d'eau, mais le développement du confort et de l'agrément peut être porteur d'un développement de la consommation d'eau des ménages. Or sur plusieurs de ces aspects, nous ne disposons ni de séries de données sur longue durée, ni d'études comparatives permettant d'établir avec suffisamment de pertinence les impacts de ces évolutions.

C'est pourquoi, il conviendrait de comparer plusieurs sites aux caractéristiques contrastées correspondant à des périmètres de distribution bien typés (centre urbain, espace péri-urbain, espace rural). Cela permettrait de collecter de l'information et d'affiner les analyses dans quatre directions :

1. il serait possible de tester l'élasticité des comportements sur les différents postes de consommation en fonction des types de ménages ;
2. il serait également possible d'évaluer l'impact des renouvellements d'appareils ménagers, et donc l'incidence des innovations technologiques en ce domaine, sur la consommation d'eau des ménages ;
3. la sensibilité aux campagnes d'information pourrait être analysée en fonction des moyens mis en œuvre et des argumentaires utilisés ;
4. enfin, cela permettrait de cerner l'incidence des modes de facturation et de la hausse du prix de l'eau sur les volumes consommés.

Ces analyses comparatives nécessiteraient au préalable un travail de repérage des sites et des périmètres susceptibles d'être retenus, ainsi que la constitution au sein de chacun d'eux d'un échantillon (ou d'un panel) de consommateurs, représentatif tant des ménages que des diverses activités économiques consommatrices d'eau.

Si le niveau d'équipement des ménages et les variables démographiques apparaissent donc comme des facteurs déterminants de la consommation d'eau, ils restent cependant insuffisamment analysés et l'approche économétrique développée dans ce cahier de recherche s'efforcera de contribuer à un tel éclairage. Mais les comportements des ménages, notamment culturels, sont aussi à prendre en compte.

Dans ce contexte, où l'eau semble devoir devenir une préoccupation majeure des prochaines décennies ³⁰, et où son prix est en conséquence appelé inexorablement à augmenter, il convient de s'interroger sur les moyens de réaliser des économies d'eau notamment dans l'habitat. Ces économies passent évidemment par une sensibilisation des consommateurs, qui peut sans doute être améliorée. Encore faut-il savoir comment les usagers se situent par rapport à l'usage qu'il font de leur eau, comment ils appréhendent et jugent le service qui les dessert, quels sacrifices notamment financiers ils sont prêts à consentir pour continuer à bénéficier d'un service fiable et de qualité.

³⁰ Cf. Jacques THEYS, *L'environnement et les ressources au XXI^{ème} siècle* in *Futuribles* n° 115, novembre 1987.

2. Perceptions du prix de l'eau et de la qualité du service

2.1. Les attitudes face à la facturation

Les usagers manifestent une assez grande ignorance des quantités annuelles d'eau consommées, tous usages confondus : selon le Baromètre SOFRES/C.I.Eau, 54% des usagers interrogés ne peuvent répondre à une telle question. Sur la minorité qui s'exprime sur ce point, la quasi-totalité des réponses (98%) sont formulées en m³ et non en litres. 67% des usagers déclarent recevoir une facture pour leur consommation d'eau dans leur résidence principale, contre 29% qui disent payer l'eau dans leurs charges. Les chiffres sont respectivement de 71% et 14% pour les résidences secondaires.

La majorité des usagers ne peut citer comme éléments de la facture que le poste de consommation au m³ et les diverses taxes (respectivement 78% et 52%). Seuls 33% des usagers mentionnent l'abonnement et 30% l'assainissement.

L'enquête du CREDOC sur le périmètre de distribution situé en Ile-de France ³¹ montre que l'effet de l'âge se vérifie aussi dans la connaissance du montant des factures d'eau. Si la majorité des ménages interrogés avouent leur méconnaissance du volume annuel de leur consommation d'eau (85%), ils sont beaucoup moins nombreux à méconnaître le montant de leurs factures (58%). Le pourcentage de ces derniers ménages décroît régulièrement avec les tranches d'âge : on passe de 78% pour les moins de 25 ans à près de 41% pour les plus de 65 ans.

Connaissance du montant des factures d'eau selon l'âge

En pourcentage de chaque tranche d'âge

	-25 ans	25-34 ans	35-49 ans	50-64 ans	+ de 65 ans
Connaissent le montant	22	24	51	54	59
Ignorent le montant	78	76	49	46	41
TOTAL	100	100	100	100	100

Source : CREDOC, EPP, 1995

³¹ Bruno MARESCA, Guy POQUET, *Op. cit.*

Ces résultats sont à rapprocher de ceux concernant la facture d'électricité. Dans toutes les tranches d'âge, il y a une large majorité de ménages à déclarer connaître le montant de cette facture. Ce qui souligne la spécificité des comportements à l'égard de la ressource eau, qui a été jusqu'ici perçue comme une ressource peu chère et abondante.

Connaissance du montant des factures d'électricité selon l'âge

En pourcentage de chaque tranche d'âge

	-25 ans	25-34 ans	35-49 ans	50-64 ans	+ de 65 ans
Connaissent le montant	83	74	71	76	68
Ignorent le montant	17	26	29	24	32
TOTAL	100	100	100	100	100

Source : CREDOC, EPP, 1995

En 1988, les résultats de l'enquête menée avec le concours du FNDAE ³² montraient que les usagers ignoraient le prix exact du m³ d'eau tout en ayant une idée assez précise du montant annuel de leur facture d'eau. 10% le trouvait négligeable, 63% peu important et 24% important. 1/4 de la population trouvait donc l'eau chère : tendance qui a du se renforcer avec l'augmentation du prix de l'eau au cours des dernières années. Mais en moyenne, les usagers ne jugeaient pas le prix de l'eau très élevé. Il faut cependant noter que le fait de savoir que le service était délégué augmentait le taux des réponses "élevé" (constat fait avant les affaires de corruption de 1992-1993, d'où un renforcement probable de cette attitude).

D'après le panel de la SOFRES, 36% des usagers situent spontanément le prix du m³ d'eau de moins de 1 F à 5 F et 25% déclarent n'en avoir aucune idée. Si la question leur est posée en mode assisté, 34% d'entre eux évaluent correctement la fourchette de prix du m³, puisqu'ils le situent entre 11 et 20 F ³³. 21% de ceux qui reçoivent pourtant une facture déclarent ne pas connaître le montant dont ils s'acquittent. De plus, 60% des Français trouvent l'eau plutôt chère, contre 30% qui la trouvent bon marché. C'est dire que si le prix de l'eau reste mal connu, la ressource est perçue comme chère. Et si l'on procède au rapprochement des deux enquêtes, **il semble qu'un certain retournement d'opinion s'est produit entre 1988 et 1995.**

³² Enquête FNDAE (Fonds national pour le développement des adductions d'eau)- Institut Lavalie, 1988.

³³ Rappelons que le prix moyen du m³ d'eau se situe en 1996 à 14,8 F (prix moyen redressé en francs courants selon l'Observatoire de l'eau).

Cependant les réactions relatives à la justification de ce prix sont fonction des différents éléments constitutifs : payer le coût du traitement paraît légitime à 78%, l'assainissement à 69%, la distribution à 66%, payer l'abonnement à 59%. Pour tout ce qui concerne les redevances, les réactions sont plus mitigées, les taux d'accord se situant à 57% en faveur des redevances pour l'environnement et à 53% en faveur de celles pour les zones rurales.

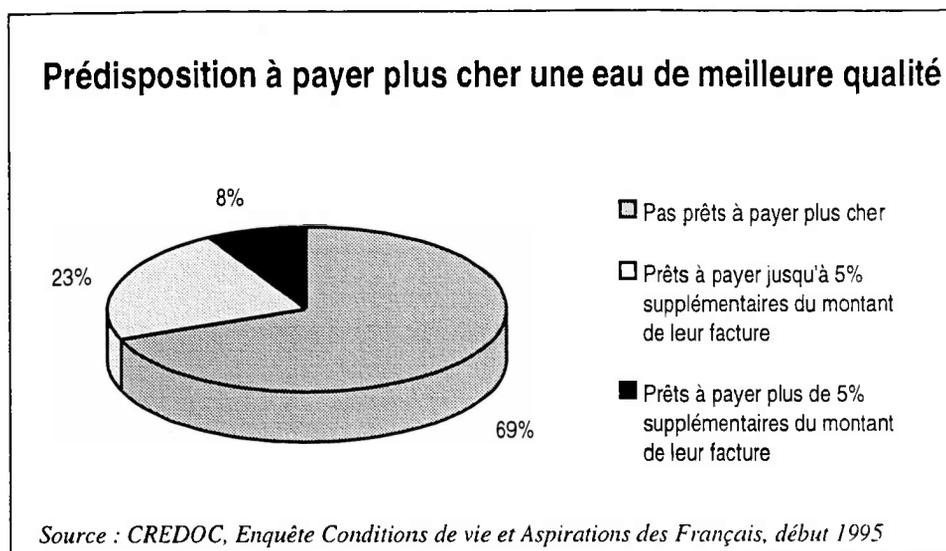
2.2. Les usagers face au renchérissement du prix de l'eau

Les consommateurs semblent donc être de plus en plus sensibles à l'augmentation du prix de l'eau et, pour ceux qui reçoivent une facture, à son alourdissement. D'ailleurs, 79% s'attendent à une augmentation du prix de l'eau à l'avenir, essentiellement à cause de l'augmentation du coût de la vie (39%), des travaux d'amélioration de l'assainissement (24%) et de la dégradation des ressources imposant plus de traitements (21%).

Lorsqu'on leur demande de comparer le montant annuel de leurs dépenses d'eau avec celles d'électricité et de téléphone, les consommateurs pensent que l'eau leur coûte moins cher dans respectivement 70% et 50% des cas.

Pour le Baromètre SOFRES/C.I.Eau, seul un consommateur sur deux se déclare prêt à payer l'eau plus cher pour la préserver (53%). Les Parisiens, les moins de 25 ans et les foyers les plus aisés sont les plus nombreux à accepter le principe d'une augmentation du prix pour préserver la qualité. Les artisans-commerçants, les chefs d'entreprises et les habitants des petites villes sont les plus opposés à cette idée.

Pour le CREDOC, plus des deux-tiers des Français (69%) ne sont pas prêts à faire des sacrifices financiers pour avoir à leur domicile une eau de meilleure qualité. Il reste que trois Français sur 10 se disent prêts à payer plus cher pour bénéficier de cette amélioration. 73% de ceux-ci seraient prêts à payer jusqu'à 5% de plus sur leur facture.



Les personnes qui trouvent que la qualité de l'eau s'est dégradée depuis dix ans sont plus nombreuses à se dire prêtes à payer plus cher pour avoir une eau de meilleure qualité (c'est le cas de 42% d'entre elles). Cela répond à une certaine logique, mais montre aussi que ces individus pensent que la situation peut se redresser et non que la détérioration de la qualité de l'eau soit un phénomène inéluctable.

Certaines catégories se montrent davantage disposées à payer plus cher pour avoir une eau courante de meilleure qualité : il s'agit des cadres, des étudiants, des personnes au foyer et des citadins. Les personnes qui sont disposées à payer plus de 5% supplémentaires par rapport au montant de leur facture (soit 8% de la population) sont plutôt issues d'un milieu socio-culturel élevé : on y trouve davantage de cadres supérieurs et de membres de professions intermédiaires, d'individus diplômés du bac ou du supérieur, ayant entre 25 et 40 ans.

Seriez-vous prêts à payer plus cher pour avoir chez vous une eau courante de meilleure qualité ? en %

	Ensemble	Dont, trouve l'eau du robinet... par rapport à il y a 10 ans		
		Meilleure	Moins bonne	Identique
Prêts à payer plus cher	31,1	29,1	41,5	22,9
Pas prêts à payer plus cher	68,9	70,9	58,5	77,1
TOTAL	100,0	100,0	100,0	100,0

Source : CREDOC, Enquête Conditions de vie et Aspirations des Français, début 1995.

Combien seriez-vous prêts à payer en plus ?

Question posée aux personnes disposées à payer l'eau plus cher, soit 31% de la population

Prêt à payer :	% *
Jusqu'à 5% de la facture	72,6
De 5% à 10% de la facture	22,1
De 10% à 15% de la facture	4,1
Plus de 15% de la facture	1,1
Ne sait pas	0,1
<i>TOTAL</i>	<i>100,0</i>

Source : CREDOC, *Enquête Conditions de vie et Aspirations des Français*, début 1995.

On retrouve, parmi ces personnes qui sont davantage disposées à payer plus cher pour avoir une eau de meilleure qualité, les catégories qui consomment le plus d'eau, voire qui la gaspillent le plus, alors même que ce sont celles qui semblent le plus consciente des problèmes liés à la consommation d'eau. Une enquête de l'INED, dont le CREDOC assure des traitements statistiques ³⁴, montre que les cadres et professions intermédiaires pensent davantage que l'eau est une ressource épuisable, alors que ce sont eux qui manifestent le plus une tendance au gaspillage (faire la vaisselle sous l'eau courante par exemple).

Les Français, dans leur majorité, voient cependant d'un mauvais œil toute augmentation du prix de l'eau pour améliorer la prestation de l'alimentation en eau publique. Ce constat avait déjà été établi par l'enquête de S. Cambon menée en 1993. Interrogés sur leur prédisposition à s'adresser à un service payant pour analyser leur eau, seulement 29% des usagers déclaraient y faire éventuellement appel. Parmi ces personnes, la moitié ne dépasserait pas 100 F, les deux tiers pas plus de 200 F. Or ces sommes semblent insuffisantes pour la prestation proposée, à savoir une analyse personnalisée de l'eau du robinet.

Ces différentes enquêtes montrent donc qu'une minorité de Français seulement est prête à payer pour des améliorations de prestation (en particulier l'obtention d'informations supplémentaires) que le service public est déjà censé leur proposer.

³⁴ INED, *Enquête sur la population, l'espace de vie et l'environnement*, 1991. Cette enquête fait actuellement l'objet de traitements statistiques au CREDOC dans le but de construire un référentiel explicatif pour l'interprétation des données recueillies.

Il existe un décalage entre les objectifs de qualité poursuivis par les distributeurs d'eau et l'idéal de qualité tel qu'il ressort des enquêtes auprès des usagers ³⁵. Alors que les distributeurs visent la conformité aux normes en vigueur et la fiabilité de la distribution, pour les usagers, la perception de la qualité du service d'eau est étroitement liée à l'évaluation qu'ils font de la qualité de l'eau distribuée.

L'eau distribuée dans les réseaux est soumise à des normes de potabilité sévères et subit de nombreux contrôles de qualité ³⁶. Répondre aux exigences de ces procédures constitue pour les distributeurs les critères à partir desquels évaluer la qualité de leur prestation. Mais comment l'eau potable arrivant directement et en permanence dans les robinets de leurs domiciles est-elle perçue par les usagers ? Quel degré de satisfaction affichent-ils vis-à-vis du service fourni et cette satisfaction ne se mitige-t-elle pas selon les différents usages qui peuvent être fait de l'eau du robinet ?

Un des premiers usages de l'eau consiste à satisfaire les besoins du corps. L'usage alimentaire (boisson et nourriture) représente environ 7% de la consommation d'eau d'un ménage, les 93% restant étant consacrés à l'hygiène, au nettoyage et à l'arrosage.

Une première approche pour mesurer la perception des consommateurs vis-à-vis de l'eau consiste donc à savoir s'ils consomment l'eau du robinet.

Selon l'enquête "Conditions de vie et aspirations des Français" du CREDOC ³⁷, un peu moins des deux tiers des Français (64%) déclarent, début 1995, boire chez eux habituellement de l'eau du robinet. Ce pourcentage est important, mais il a sensiblement diminué en six ans : en 1989, 72% des Français déclaraient en consommer. Les résultats du "Baromètre SOFRES/C.I.Eau" ³⁸ recourent les chiffres du CREDOC : 67% des Français sont censés boire de l'eau du robinet régulièrement, c'est-à-dire au moins une fois par semaine, dont 59% tous les jours. C'est donc environ 30% des Français qui ne boivent jamais de l'eau du robinet.

³⁵ Cf. Sophie CAMBON, op. cit.

³⁶ Voir les plaquettes "**La qualité de l'eau du robinet**", "**Les normes de qualité**", "**Les contrôles de qualité**", éditées par le C.I. eau (Centre d'information sur l'eau - Paris).

³⁷ Ariane DUFOUR.- **Opinions des Français sur l'environnement et appréciations sur l'eau du robinet**. Enquête "Conditions de vie et aspirations des Français" (vague de fin 1994).- Paris, CREDOC/IFEN, 1995 (Collection des Rapports n° 162, octobre 1995).

³⁸ Baromètre CENTRE D'INFORMATION SUR L'EAU/SOFRES.- **L'eau et les Français**.- Paris, SOFRES, 1995

Une approche plus indirecte pour évaluer le pourcentage de Français qui se refusent à consommer l'eau du robinet consiste à déduire le comportement de consommation habituel de l'eau du robinet à partir de la fréquence d'utilisation des eaux en bouteille. On constate alors que 47% de la population n'utilisent pas en général l'eau du robinet pour la boisson (19% ne boivent que des eaux en bouteille et 28% en boivent régulièrement)³⁹. Selon le "Baromètre SOFRES/C.I.Eau", il y a en France 64% de buveurs réguliers d'eau plate en bouteille (au moins une fois par semaine), dont 53% tous les jours, contre 20% qui n'en boivent jamais.

Les principales satisfactions exprimées par la population sont liées à l'offre quantitative de service. Les Français ont intégré l'idéal quantitatif de l'alimentation en eau potable qui consiste à fournir au domicile des usagers de l'eau abondante et continuellement disponible moyennant un effort physique et financier minimum. Ce critère devance le critère d'appréciation sanitaire. Les avantages de l'eau du robinet sont perçus ailleurs que dans ses qualités d'eau de boisson. On en trouve confirmation quand on analyse les critiques à l'égard de l'eau du robinet.

Les principales insatisfactions à l'égard de l'eau du robinet portent sur les critères de perception qui fondent depuis toujours la notion populaire de la potabilité de l'eau : une eau est potable si elle est agréable à boire. Les critiques se réfèrent aux qualités organoleptiques de l'eau du robinet (mauvais goût, odeur de chlore...), à son aspect physique (calcaire), à la crainte d'une éventuelle présence de polluants (nitrates).

2.3. Une méfiance diffuse et en augmentation

L'enquête du CREDOC révèle que ce n'est pas tant la peur des maladies ou celle de la toxicité qui détourne une partie des Français de l'eau du robinet. C'est d'abord parce qu'elle est jugée désagréable au goût : 41% des personnes interrogées justifient ainsi leur non consommation d'eau du robinet. La deuxième raison avancée, la préférence pour une eau minérale, ne recueille plus que 19% des suffrages. Le tableau ci-dessous récapitule les résultats obtenus par les autres réponses.

³⁹ Voir Sophie CAMBON, op. cit.

Quelle est la raison principale pour laquelle vous ne buvez habituellement pas l'eau du robinet ?

Question posée aux personnes ne buvant pas l'eau du robinet, soit 31% de la population

Raisons invoquées :	% *
En raison de son mauvais goût	40,8
Parce que vous préférez l'eau minérale (ou l'eau de source)	18,9
Parce qu'elle est trop calcaire	14,1
Par crainte des produits toxiques (plomb ou autres pollutions industrielles)	11,5
Par crainte des maladies	7,9
En raison de sa couleur ou de son manque de limpidité	2,6
Autre	4,2
TOTAL	100,0

Source : CREDOC, Enquête Conditions de vie et Aspirations des Français, début 1995.

Le CREDOC, au vu de ces résultats, a constaté que les principaux motifs pour ne pas boire l'eau du robinet n'avaient pas varié depuis 1989. Cependant la crainte de produits toxiques, alimentée sans doute par la dénonciation médiatique de certaines pollutions, est une raison un peu plus souvent avancée que par le passé. Mais les non-consommateurs d'eau du robinet ne sont que 19% au total à invoquer des raisons liées aux conséquences sur la santé.

Globalement, par rapport à il y a 10 ans, pensez-vous que la qualité de l'eau du robinet est meilleure, moins bonne ou identique? en %

	Ensemble	Dont :	
		Boit l'eau du robinet	Ne boit pas l'eau du robinet
Meilleure	13,9	14,1	13,5
Moins bonne	39,5	31,5	53,8
Identique	45,8	53,9	31,4
Ne sait pas	0,8	0,5	1,3
TOTAL	100,0	100,0	100,0

Source : CREDOC, Enquête Conditions de vie et Aspirations des Français, début 1995.

C'est ainsi que si une majorité d'individus estiment que la qualité de l'eau est identique à ce qu'elle était il y a une dizaine d'années, 40% pensent qu'elle est moins bonne aujourd'hui. Seulement 14% considèrent que l'eau du robinet est aujourd'hui de meilleure qualité. Globalement donc, l'appréciation portée par les Français sur l'évolution, depuis dix ans, de la qualité de l'eau du robinet est légèrement négative.

L'état d'insatisfaction est somme toute important et la méfiance diffuse se traduit par la préférence de l'eau en bouteille pour d'autres usages que la boisson : cela va de la préparation des boissons chaudes à l'alimentation des fers à repasser en passant par l'hygiène du bébé. En gros, l'eau du robinet ne semble pas inspirer confiance pour des usages qui font référence à une notion de fragilité.

Mais tout compte fait, si la fiabilité sanitaire de l'eau distribuée n'est pas une source d'inquiétude, elle ne satisfait pas qualitativement bon nombre de ses consommateurs car elle n'est pas potable au sens populaire du terme en raison de ses mauvaises qualités organoleptiques. Elle apparaît impropre à de nombreux usages domestiques à cause de sa teneur en calcaire. Elle véhicule des polluants et comme elle subit un traitement, elle ne possède plus un caractère naturel. Enfin elle semble susciter la méfiance à cause d'un manque d'informations à son sujet.

Cette méfiance est notamment due à une publicité insuffisante sur la composition chimique, notamment des niveaux mesurés de conformité aux normes par les distributeurs d'eau et à une abondance d'informations médiatiques sur la pollution des ressources brutes et des eaux de distribution publique. On retrouve ce déficit de communication quand on analyse plus précisément comment les usagers perçoivent la qualité du service de l'eau dont ils bénéficient.

La qualité de l'eau est certes le paramètre essentiel à l'aune duquel se mesure la satisfaction des usagers, mais d'autres facteurs de jugement interviennent qui concernent plus précisément la qualité du service d'eau. A la lecture des résultats des différentes enquêtes, on constate que le manque d'information sur la qualité de l'eau du robinet est évoqué par une majorité de personnes interrogées, que le prix, le gaspillage et le service public sont, pour les trois thèmes cumulés, mentionnés par presque un usager sur trois. Les considérations sur la qualité technique du service restent plus secondaires.

2.4. La perception des gestionnaires et de leur action

A hauteur de 85%, la population s'estime peu ou pas informée sur la qualité de l'eau du robinet. Ce manque d'information contribue à entretenir la méfiance à l'égard de l'eau du robinet. Mais cette méfiance a aussi pour origine la méconnaissance du fonctionnement du service d'eau (seulement 45% de la population identifie son distributeur d'eau).

Le Baromètre SOFRES/C.I.Eau ⁴⁰ confirme le fait : qu'il s'agisse d'informations d'ordre général ou d'informations plus précises demandées par les abonnés à leur service des eaux (société privée en délégation ou en régie), 78% estiment ne pas être suffisamment informés. Mais ce chiffre monte à 86% pour ceux qui ne reçoivent pas directement une facture.

Pour ceux qui se disent informés, les sources d'information sont variées : les principales regroupent le bulletin d'information de la ville ou le contact direct avec le service de la ville, la presse nationale et locale. Affichage, informations données par les compagnies des eaux, bouche à oreille jouent aussi un rôle, mais n'interviennent que marginalement dans l'information de l'utilisateur de base.

Le Baromètre SOFRES/C.I.Eau note que le premier vecteur d'information sur l'eau est aujourd'hui la télévision pour 45%. Viennent ensuite la presse (33%), la mairie (30%) et les sociétés de distributions d'eau (18%). Il semble cependant que l'on doive différencier les informations sur les problèmes de l'eau qui se donnent au niveau national de celles qui concernent l'environnement et le cadre de vie immédiat de l'utilisateur. Les chiffres du Baromètre font référence aux informations générales et à ce titre la télévision et la presse nationale sont naturellement plébiscitées. Si l'on considère le besoin d'information au niveau local, on constate bien que les usagers privilégient l'information d'origine municipale.

Il existe donc une attente en matière d'information : les réponses aux différentes enquêtes montrent que la diffusion de l'information sur le service de l'eau est une demande forte d'amélioration dudit service. 71% des Français réclament en effet plus d'informations sur les contrôles (52% sur la composition de l'eau et 49% sur sa provenance). 49% souhaitent des précisions sur les prix pratiqués et les conseils pratiques n'intéressent que 24% des usagers interrogés.

Toute stratégie de communication, qui viserait à combler le déficit d'information mentionné et donc à satisfaire l'attente des usagers, devrait prendre en compte leur attachement à une information municipale (locale) sur leur service d'eau, et leur aspiration à recevoir sur le sujet un courrier personnalisé. D'autant plus que la responsabilité d'une municipalité est lourdement engagée aux yeux de ses administrés.

⁴⁰ Baromètre CENTRE D'INFORMATION SUR L'EAU/SOFRES.- *L'eau et les Français*. - Paris, SOFRES, 1995

Les Français sont assez mal informés de la répartition des responsabilités entre les sociétés privées travaillant en délégation et les municipalités. Lorsqu'ils sont abonnés, 71% disent savoir qui gère leur service, 26% l'attribuant à une régie et 57% à une société privée. 14% avouent leur ignorance.

Quel que soit le problème, le gestionnaire du service des eaux doit répondre de tout. C'est la municipalité qui est désignée comme responsable du prix de l'eau, de sa distribution, de sa qualité, des installations, de leur entretien et de l'assainissement lorsque le service de l'eau est une régie. De même, lorsque le service est délégué, c'est la société privée qui est tenue pour responsable de tous ces éléments. En ce qui concerne les contrôles de qualité, il ne se trouve que 14% des usagers à en attribuer la responsabilité à un autre organisme. La majorité ne sait pas que ces contrôles sont effectués par un organisme extérieur aux services des eaux, à savoir la DDASS dépendant du Ministère de la Santé.

Reste que les Français paraissent nourrir une bonne opinion vis-à-vis de leur service des eaux, quel que soit le mode de gestion. Selon le Baromètre SOFRES/C.I.Eau, 80% des usagers se déclarent ainsi satisfaits de leur distributeur. Les services gérés par les sociétés privées en délégation conservent une bonne image. Les usagers interrogés trouvent ces dernières meilleures en termes de compétence, d'innovation, de recherche, d'entretiens des réseaux et d'investissements : on enregistre de 65% à 73% d'approbation selon les critères, avec une avance de 14 à 25 points sur les régies.

Cependant 48% des Français estiment que le service de l'eau est plus cher dans les services gérés par des sociétés privées que dans les régies, contre 12% exprimant une opinion contraire. 22% déclarent que les deux systèmes de gestion pratiquent les mêmes prix. Nous reviendrons dans le chapitre suivant sur les attitudes face au prix de l'eau et à son éventuel renchérissement.

Pour ce qui concerne l'écoute des besoins des clients, on relève une relative insatisfaction : 49% des usagers trouvent que les sociétés savent se mettre et rester à leur écoute, contre 37% pour les régies. C'est dire qu'un Français sur deux confirme que le déficit d'information mentionné plus haut concerne non seulement la qualité de l'eau, mais également le fonctionnement du service d'eau.

A travers les opinions émises et les critiques formulées vis-à-vis de leur eau par les usagers, on peut d'une part tirer un bilan de leurs motifs de satisfaction et d'insatisfaction.

d'autre part appréhender la logique de leur discours, et donc de leur comportement potentiel, quand on aborde le prix proprement dit de l'eau et son renchérissement

Les Français sont donc globalement satisfaits de leur eau : 70% du moins le déclarent. On ne note pas de différence d'appréciation entre les consommateurs dont le service de l'eau est une régie et ceux dont le service est délégué. Mais cette appréciation globale est à nuancer selon les usages.

En effet, la satisfaction est moindre pour l'eau de boisson où le pourcentage de satisfaits diminue et celui d'insatisfaits progresse sensiblement. Même pour les utilisations dans les appareils ménagers, presque un tiers d'usagers ne s'estime pas satisfait.

Selon le Baromètre SOFRES/C.I.Eau, sur une échelle de 1 à 10, les Français donnent une note globale à l'eau de 6,6 ; mais pour l'eau à boire, la note est de 5,7. Les très satisfaits la situent à 8,3 et les grands insatisfaits à 2,1. Pour les autres usages domestiques, la note globale attribuée se situe entre 7,5 et 8, sauf pour les appareils ménagers (6,6).

Les raisons invoquées pour justifier l'insatisfaction sont des critères de confort et diffèrent selon les usages, mais trois griefs principaux se dégagent : l'eau est trop calcaire, elle a mauvais goût et elle est trop chlorée. Les jugements relatifs au goût de l'eau et à son caractère "bon pour la santé" (non seulement pour la boire mais aussi pour la cuisine et l'hygiène du corps) sont ceux qui jouent le plus grand rôle dans l'évaluation du niveau de satisfaction.

Quant à la qualité du service d'eau, nous avons vu que le principal motif d'insatisfaction relève d'une déficience de l'information et que l'organisation de la transparence en ce domaine relève de l'urgence, si l'on conserve en mémoire que le prix de l'eau doit augmenter de 5% par an jusqu'en 2001, épuration et assainissement nécessitant toujours plus d'investissement ⁴¹. En effet, la majorité des usagers manifeste une certaine réticence à payer plus cher l'eau qu'ils consomment.

⁴¹ Cf. Le Monde du 20/12/1996

4. Bibliographie

1997

BRIDAULT Prisca.- *Les comportements des ménages face à la consommation des réseaux stabilisés (eau, électricité) et des réseaux en développement (télécommunications)*. Dossier documentaire de stage. CREDOC/ IUT René Descartes Paris 5. Mai 1997.

1996

PERIANEZ Manuel.- *Attitudes et comportements des consommateurs d'eau. Etude psychosociologique*. Rapport pour la Lyonnaise des eaux. Octobre 1996.

CAMBON Sophie.- *Services d'eau potable : de la logique d'offre à la maîtrise de la demande. Comparaison France-Etats-Unis. La place des usagers dans la gestion durable des services d'alimentation en eau placés sous contrainte environnementale*. Thèse de doctorat de l'Ecole nationale des Ponts et Chaussées. Paris, LATTTS, juin 1996.

CAMBON Sophie.- *Avenir des consommations d'eau*. Rapport pour la Lyonnaise des eaux. Paris, ENPC/LATTTS, janvier 1996.

MARESCA Bruno, POQUET Guy avec la collaboration de LE Cong Tam.- *Analyse de la consommation d'eau en Ile de France*. CREDOC, février 1996.

MARESCA Bruno, LE Cong Tam, *Analyse prospective de la consommation d'eau dans le périmètre de la Communauté urbaine de Bordeaux*. CREDOC, novembre 1996.

1995

Baromètre CENTRE D'INFORMATION SUR L'EAU/SOFRES.- *L'eau et les Français*. Paris, SOFRES, 1995.

1. Résultats détaillés par question. Novembre 1995/
2. Principaux résultats et commentaires. Février 1996.
3. Typologie des consommateurs en fonction de leur niveau de satisfaction de l'eau du robinet. Février 1996.

INSTITUT NATIONAL DE LA CONSOMMATION.- *Les économies d'eau*.- Paris, INC, 1995 (Supplément au n° 899 d'INC Hebdo, 14 avril 1995).

INSTITUT NATIONAL DE LA CONSOMMATION.- *Le prix de l'eau dans les pays industrialisés*- Paris, INC, 1995 (n° 921 d'INC Hebdo, 3 novembre 1995).

Ariane DUFOUR.- *Opinions des Français sur l'environnement et appréciations sur l'eau du robinet*. Enquête "Conditions de vie et aspirations des Français" (vague de fin 1994).- Paris, CREDOC/IFEN, 1995 (Collection des Rapports n° 162/Collection Etudes et Travaux n°6, octobre 1995).

INSTITUT NATIONAL DE LA CONSOMMATION.- Dossier spécial Eau in *50 millions de consommateurs*, n° 283, avril 1995.

1993

MINISTERE DE LA SANTE.- *Eaux destinées à la consommation humaine. Qualité des eaux livrées par les unités de distribution desservant plus de 10 000 habitants*, décembre 1993 (Rapport dactylographié)

PERIGEE (Prestations d'Etudes et de Réalisations d'Ingénierie en Gestion, Entretien et Exploitation des Immeubles).- *Etude sur la consommation d'eau dans les logements*.- Paris, Ministère de l'environnement, Service de l'eau, avril 1993.

AGENCE DE L'EAU SEINE NORMANDIE.- *Enquête 1992 sur le prix de l'eau dans le bassin Seine-Normandie*, 1993 (Rapport non publié).

Pascal BOISTARD.- *Qualité et prix des services publics de distribution d'eau potable. Approche d'un prix de la qualité de l'eau et de la desserte*. Doctorat de l'ENPC, septembre 1993.

Deuxième partie

LES MENAGES SONT-ILS DEVENUS PLUS SENSIBLES AU PRIX DE L'EAU ?

L. Pouquet

K. Ragot

SOMMAIRE DE LA DEUXIEME PARTIE

1. Synthèse.....	67
2. Introduction	73
3. Présentation des modèles de demande transposables au cas de l'eau	77
3.1 Modéliser la demande d'eau : de quoi parlons-nous ?.....	77
3.2 Spécification en terme de système de demande complet	81
3.3 Les apports des travaux portant sur l'électricité	88
3.4 Demande d'eau et tarification différenciée	102
3.5 Conclusion sur l'examen des spécifications	107
4. Les modèles de demande à l'épreuve des faits	111
4.1 Approche macro-économique sur séries chronologiques.....	111
4.2 Approche micro-économique sur données individuelles	138
5. Conclusion générale	159
6. Annexe : Corrélogrammes des séries macroéconomiques.....	163
7. Bibliographie.....	167

1. Synthèse

L'analyse de l'approvisionnement en eau courante des consommateurs a longtemps fait une large place aux études de l'offre. Les analyses avaient alors pour principal objectif la maîtrise et la régulation du développement de cette offre, consistant en l'augmentation du nombre de foyers reliés au réseau de distribution ou encore par l'amélioration de la qualité du produit distribué.

Le plus souvent, les recherches portant sur le thème de l'eau relevaient davantage du domaine de l'ingénierie que de l'économie. Les scientifiques ont en effet longtemps considéré - à juste titre pendant les Trente Glorieuses - que l'essentiel de la croissance de la consommation d'eau était imputable à l'augmentation de la population et des conditions de confort des logements, ce qui conférait peu d'intérêt aux études économiques intégrant l'analyse des déterminants de la demande.

Pourtant, la connaissance de la demande se révèle essentielle pour améliorer l'adéquation de l'offre à la demande dès lors que les facteurs explicatifs reposant sur des comportements individuels prennent le pas sur les tendances d'évolutions structurelles.

Parmi les éléments susceptibles de déterminer le niveau de consommation d'eau, son prix est certainement celui dont l'évolution récente a le plus nettement divergé de sa trajectoire tendancielle. En effet, entre 1980 et 1995, l'indice des prix de l'eau triplait alors que l'inflation ne se traduisait que par un doublement de l'indice général des prix. On peut ainsi s'interroger sur la manière dont l'augmentation récente du prix de l'eau - et sa médiatisation - ont influé sur les comportements des ménages.

Pour tenter de mesurer le degré de sensibilité des consommateurs à la progression des tarifs, deux analyses sont menées successivement. La première consiste à proposer une spécification économétrique pour la fonction de demande appliquée aux séries agrégées des Comptes Nationaux. La seconde vise à décliner et à confronter les résultats obtenus à l'issue de la première étape au niveau des comportements individuels en proposant l'estimation d'une fonction de demande d'eau sur des données d'enquêtes.

La recherche d'une forme fonctionnelle adaptée à la demande d'eau tente de s'appuyer sur les apports théoriques du système de demande complet AIDS (Almost Ideal Demand System) et sur l'expérience tirée des travaux menés sur la demande d'électricité. La première partie de ce travail examine en particulier les apports fondamentaux des travaux de FISHER & KAYSEN (1962) ainsi que la synthèse proposée sur ce thème par BERNDT (1990).

La spécification finalement retenue pour l'analyse sur données agrégées prend la forme d'un modèle à ajustement partiel qui fait dépendre la consommation d'eau à prix constants de variables démographiques (la population, la taille moyenne des ménages), macro-économiques (le revenu par habitant), du niveau d'équipements des ménages (lave-linge, lave-vaisselle et salle de bain) ainsi que du prix de l'eau et du prix des appareils d'équipement ménager. Cette spécification est facilement amendable pour être transposée au cas de la tarification différenciée comme l'ont proposé CHICOINE & RAMAMURTHY (1986) pour le cas québécois.

Selon la méthodologie proposée par ENGEL & GRANGER (1987), l'estimation du modèle n'est valide qu'appliquée à des séries stationnaires. Or, la totalité des variables utilisées dans le modèle sont non-stationnaires. Il apparaît alors nécessaire de distinguer les effets de court et de long terme en révélant la nature de la relation de longue période entre la consommation d'eau et les principales variables explicatives. Aucune relation de cointégration entre les principales variables explicatives ne pouvant être mise en évidence, le modèle sur séries agrégées est finalement estimée en différences et se limite à rendre compte des liaisons de court terme.

$$\Delta \ln CEAU_t = cte + \beta_1 \Delta \ln PEAU_t + \beta_2 \Delta \ln POP_t + \beta_3 \Delta \ln RPC_t + \beta_4 \Delta \ln TXEQLL_t + \beta_5 \Delta \ln TXEQLV_t + \beta_6 \Delta \ln PEQUIP_t + \beta_7 \Delta \ln TAILLE_t + \beta_8 \Delta \ln BAIN_t + \varepsilon_t$$

où :

CEAU :	consommation d'eau à prix constants
PEAU :	prix relatif de l'eau
POP :	population
RPC :	revenu disponible brut par habitant
TXEQLL :	taux d'équipement en lave-linge
TXEQLV :	taux d'équipement en lave-vaisselle
PEQUIP :	prix des équipements ménagers
TAILLE :	taille moyenne des ménages
BAIN :	taux d'équipement en baignoire ou douche.

Comme le modèle rend compte des seuls effets de court terme, les variables présentant un profil d'évolution trop tendanciel ne peuvent être conservées. L'estimation finale du modèle conduit aux résultats suivants.

Estimation du modèle agrégé sur la période 1970-1995

Variables explicatives (log-différenciées)	Coefficients estimés	T-Student
Prix de l'eau	-0,32	3,0
Taux d'équipement en lave-linge	0,58	2,0
Taux d'équipement en lave-vaisselle	0,07	1,7
Prix des équipements	-0,33	2,0

La consommation d'eau mesurée à prix constants se révèle relativement sensible à l'évolution de son prix. Le coefficient d'élasticité obtenu dépasse en valeur absolue celui qui est généralement estimé pour des fonctions de consommation assez stables comme l'alimentation. Par ailleurs, la progression de l'équipement des ménages en appareils consommateurs d'eau (lave-linge et à un degré moindre lave-vaisselle) semble avoir également contribué sur la période d'estimation à l'explication de l'évolution de la consommation d'eau.

Si l'analyse macro-économique permet de mettre en évidence l'existence d'un lien entre la consommation d'eau et son prix, ses conclusions apparaissent incomplètes à plusieurs titres. Tout d'abord, les tests de stabilité des coefficients ne permettent pas de révéler l'existence d'une rupture dans le comportement des ménages au début des années 1990. Ensuite, les informations contenues dans les séries agrégées incluent l'ensemble de la consommation de tous les ménages résidents, en particulier ceux dont la nature collective des logements ne permet pas de produire une facture d'eau individualisée pour chacun.

L'analyse sur données individuelles repose sur l'estimation d'une équation de demande logarithmique liant le volume d'eau consommé à la composition du ménage (nombre d'adultes actifs, inactifs et nombre d'enfants), à ses ressources (revenu par unité de consommation), à la nature du logement (nombre de pièces, logement individuel, statut d'occupation), à la présence d'équipements ménagers consommateurs d'eau (lave-linge, lave-vaisselle), d'éléments de confort (cuisine, salle de bain, eau chaude) et au prix de l'eau mesuré au niveau départemental.

L'équation de demande suivante est testée sur deux échantillons de plusieurs milliers de ménages tirés des enquêtes Budgets de familles de l'INSEE de 1989 et 1995. Les ménages concernés sont majoritairement des occupants de maisons individuelles disposant d'une facture où les charges d'eau de leur résidence principale sont précisément identifiées.

$$\log \text{DEPVOL}_i = \alpha_1 + \alpha_2 \log \text{PX}_i + \alpha_3 \log \text{REVUC}_i + \alpha_4 \text{LLINGE}_i + \alpha_5 \text{LVAISS}_i + \alpha_6 \text{NADULTA}_i + \alpha_7 \text{NADULTN}_i + \alpha_8 \text{NM14A}_i + \alpha_9 \text{NBPHAB}_i + \alpha_{10} \text{LOG_IND}_i + \alpha_{11} \text{STAT_PROP} + \alpha_{12} \text{CONF_CUIS}_i + \alpha_{13} \text{CONF_BAI}_i + \alpha_{14} \text{CON_CHA}_i + \varepsilon_i$$

où :

DEPVOL :	taux d'équipement en baignoire ou douche
PX :	prix de l'eau
REVUC :	revenu par unité de consommation
LLINGE :	équipement en lave-linge du ménage i
LVAISS :	équipement en lave-vaisselle du ménage i
NADULTA :	nombre d'adultes actifs
NADULTN :	nombre d'adultes inactifs
NM :	nombre d'enfants
NBPHAB :	nombre de pièces dans le logement
LOG_IND :	logement individuel
STAT_PROP :	statut propriétaire
CONF_CUIS :	logement non-équipé d'une cuisine
CONF_BAI :	logement non-équipé d'une baignoire
CON_CHA :	logement non-équipé du chauffage.

Les problèmes de simultanéité (les volumes d'eau consommées sont calculés à partir du prix de l'eau qui apparaît dans la liste des exogènes) et d'hétéroscédasticité des perturbations imposent l'utilisation de la Méthode des Moments Généralisés.

Estimation du modèle sur données individuelles

Variables en logarithmes	1989		1995	
	Coefficients	T-Student	Coefficients	T-Student
Constante	3,485	10,65	4,209	9,47
Prix de l'eau	-0,118	2,77	-0,306	5,65
Revenu par unité de consommation	0,067	5,97	0,158	9,39
Nombre d'adultes	0,170	19,94		
Nombre d'adultes actifs			0,149	10,64
Nombre d'adultes inactifs			0,200	17,37
Nombre d'enfants moins de 16 ans	0,096	10,95		
Nombre d'enfants moins de 14 ans			0,103	10,95
Surface du logement	0,001	4,10		
Nombre de pièces du logement	0,031	3,82	0,022	3,57
Logement individuel			0,056	2,39
Statut propriétaire			-0,067	3,65
Équipement en lave-linge	0,186	5,88	0,119	3,27
Équipement en lave-vaisselle	0,176	8,80	0,145	8,41
Absence de confort cuisine	-0,106	2,09	-0,132	2,67
Absence de confort baignoire			-0,234	3,70
Absence de confort WC	-0,221	4,05		
Absence de confort eau chaude	-0,163	3,66	-0,206	2,57
n	6189		6396	
R ²	0,206		0,186	

L'effet de la composition du foyer sur les volumes d'eau consommés reste stable entre les deux dates tandis que le rôle de l'équipement des ménages en lave-linge et lave-vaisselle apparaît moins discriminant en 1995 qu'en 1989. L'absence d'éléments de confort explique dans une large mesure l'écart de consommation constaté chez les moins de 4% de ménages qui ne bénéficient pas de l'un des quatre éléments examinés.

L'examen comparatif des résultats des deux estimations précise également l'amplitude de l'accroissement de la sensibilité des ménages au prix de l'eau, l'élasticité-prix augmentant en valeur absolue de -0,12 à -0,31 entre 1989 et 1995. Elle s'avère peu supérieure en valeur absolue à l'élasticité de court terme, ce qui tendrait à confirmer la thèse d'un ajustement rapide des comportements aux modifications des tarifs. L'élasticité-prix de l'eau se situe au même niveau que celle calculée par l'INSEE pour les télécommunications (autre service de réseau) ou les transports collectifs (autre gestion déléguée de services publics).

Pour préciser la nature de la relation entre les volumes et le prix, une procédure itérative visant à identifier le seuil de consommation à partir duquel les ménages se révèlent plus sensible au prix a conduit à segmenter l'échantillon en deux parties autour d'un volume annuel de consommation de 63 litres. Seule la consommation d'eau réalisée par la fraction minoritaire de ménages de l'échantillon original situés sous cette limite apparaît inélastique au prix.

Parallèlement, l'effet revenu s'est également renforcé, l'élasticité au revenu par unité de consommation passant de 0,07 à 0,16 entre les deux années étudiées. Si la faible valeur de l'élasticité-revenu confirme l'eau dans un statut de bien dont le différentiel de consommation entre les ménages dépend peu de la disparité des ressources, le doublement du coefficient en quelques années semble néanmoins traduire un renforcement de l'attention portée à la dépenses en eau dans certaines catégories de la population.

La convergence des résultats confirmant l'existence de valeurs statistiquement significatives pour les effets-prix semble confirmer la thèse selon laquelle la réduction de la consommation d'eau en termes de quantités physiques ne peut être uniquement imputable à l'amélioration de la qualité du réseau et à la réduction des fuites.

2. Introduction

L'analyse de l'approvisionnement en eau courante des consommateurs a longtemps fait une large place aux études de l'offre. Les analyses avaient alors pour principal objectif la maîtrise et la régulation du développement de cette offre, consistant en l'augmentation du nombre de foyers reliés au réseau de distribution ou encore par l'amélioration de la qualité du produit distribué.

Le plus souvent, les recherches portant sur le thème de l'eau relevaient davantage du domaine de l'ingénierie que de l'économie. Les scientifiques ont en effet longtemps considéré - à juste titre pendant les Trente Glorieuses - que l'essentiel de la croissance de la consommation d'eau était imputable à l'augmentation de la population et des conditions de confort des logements, ce qui conférait peu d'intérêt aux études économiques intégrant l'analyse des déterminants de la demande.

Pourtant, la connaissance de la demande se révèle essentielle pour améliorer l'adéquation de l'offre à la demande dès lors que les facteurs explicatifs reposant sur des comportements individuels prennent le pas sur les tendances d'évolutions structurelles.

La question de l'adaptation de l'offre à la demande avait déjà motivé les économistes à s'intéresser de près à l'analyse de la demande d'électricité. Difficilement stockable à un coût raisonnable, la fourniture d'électricité rend nécessaire la connaissance précise des pics de consommation et des facteurs qui les expliquent afin, d'une part, d'adapter le niveau de production aux fluctuations de la demande de très court terme et, d'autre part, pour évaluer les modalités de mise en place des politiques incitant les consommateurs à mieux répartir leur consommation dans la journée.

Si ces objectifs expliquent la nécessité d'une meilleure connaissance des déterminants de la demande à court terme, les analyses menées sur les facteurs influençant l'évolution de la demande dans le long terme se justifient par la volonté d'améliorer la programmation de la construction de nouvelles infrastructures et pour justifier sur une base quantitative la pertinence d'investissements supplémentaires.

De la même manière, les travaux de modélisation de la demande d'eau apparaissent nécessaires pour analyser l'évolution de la demande future nécessaire pour quantifier les besoins en investissements et pour déterminer les régions où la construction de nouvelles stations d'assainissement sera le plus indispensable.

Par ailleurs, la maîtrise des ressources en eau constitue depuis plusieurs années une préoccupation croissante des pouvoirs publics et des opérateurs de réseaux. Dans un contexte de hausse des volumes d'eau consommés et de régression des réserves des nappes souterraines, la connaissance des caractéristiques de la demande d'eau pourrait être en mesure de révéler des pistes permettant d'améliorer la gestion de ces questions.

Le recours aux outils de l'analyse économique paraissent parfaitement adaptés à la poursuite de cet objectif. L'eau constitue en effet un marché considérable avec 4,5 Mrds de m³ utilisés en 1995 pour une facture globale de 63 Mrds de Francs (NOWAK, 1995). Toutefois, la modélisation de la demande d'eau nécessite de prendre en compte un certain nombre de considérations spécifiques à ce bien. En particulier, l'examen des différents usages de l'eau par les ménages permettra d'avoir une idée plus précise des facteurs déterminant la demande.

Si, en évoquant la consommation d'eau, on pense immédiatement à la consommation alimentaire, celle-ci ne représente qu'une faible part de la consommation totale d'eau. Selon le Centre d'information de l'eau, sur les 150 litres consommés quotidiennement par personne, seuls 11 litres sont consommés dans le cadre alimentaire (boisson, lavage et cuisson des aliments...), soit un peu plus de 7%.

Pour cerner une part plus conséquente des utilisations, il faut s'intéresser aux consommations d'eau liées à des services associés, notamment à la consommation des équipements que sont les biens durables comme le lave-linge ou le lave-vaisselle.

Dans ce cas, la quantité d'eau consommée est stable lorsque l'équipement est en fonction. La demande d'eau pour un ménage donné est alors déterminé par deux types d'éléments :

- la fréquence d'utilisation de ces équipements,
- le remplacement des anciens équipements par de nouveaux dont le couple composé de la quantité d'eau consommée et du service produit est différent.

Mais la part la plus importante de la consommation en eau revient à l'utilisation des sanitaires, en particulier de la baignoire et de la douche. Selon le Centre d'information de l'eau, la consommation effectuée dans ce cadre représente près de 60% de la quantité d'eau utilisée quotidiennement par un ménage. Les éléments déterminants le niveau de ce type de consommation seront alors plutôt les caractéristiques socio-économiques des utilisateurs.

L'enquête sur les "Opinions des Français sur l'environnement" réalisée par le CRÉDOC et l'IFEN en 1995 fait ressortir que les Français qui font le moins attention à leur consommation d'eau sont les jeunes, les étudiants, les ouvriers, les travailleurs indépendants et ceux qui disposent d'un revenu supérieur à 15 000 Francs.

Si les caractéristiques socio-économiques des utilisateurs semblent être un élément explicatif majeur de leur comportement, on peut imaginer que l'évolution récente du prix de l'eau et sa médiatisation ont influé sur les usages de l'eau des consommateurs. Selon l'enquête CRÉDOC-IFEN, parmi les 52% de Français déclarant avoir économisé l'eau du robinet, près de la moitié l'ont fait pour alléger leur facture. Ces changements de comportement peuvent se traduire par la préférence pour les douches au détriment des bains, par le remplacement des robinets en mauvais état ou encore par l'achat d'appareils ménagers moins gourmands en eau.

En outre, l'impact du prix sur le comportement présente probablement un caractère spécifique ou discontinu. Par exemple, l'influence du prix ne se fait peut-être sentir qu'à partir d'un certain volume d'eau consommé ou à partir d'un certain tarif.

L'objectif de ce travail réside principalement dans l'identification et la quantification de l'impact des variables explicatives de la demande d'eau. Une attention particulière sera portée à la mesure de l'élasticité de la demande d'eau à son prix.

Une première partie sera consacrée à un examen des spécifications portant sur le thème étudié dans la littérature économique. Peu de travaux de modélisation ayant été réalisés sur la demande d'eau, nous présenterons des articles proches de notre thème ou instructifs quant à leur formalisation pour notre étude, en particulier des analyses de la demande d'électricité.

Une seconde partie consistera en une étude empirique qui s'appuiera sur les spécifications dégagées de la partie précédente. Cette analyse sera réalisée en deux temps, en premier lieu sur séries temporelles puis sur données individuelles.

3. Présentation des modèles de demande transposables au cas de l'eau

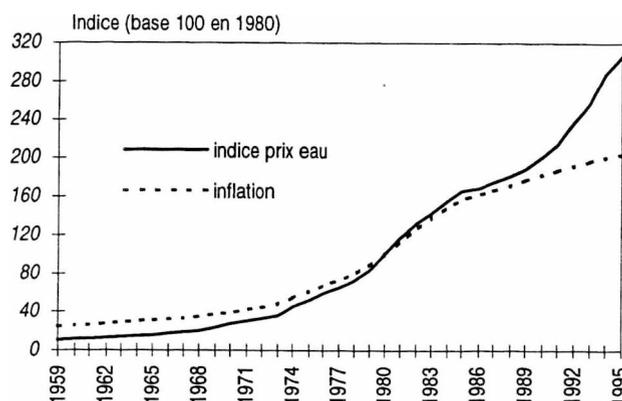
3.1 Modéliser la demande d'eau : de quoi parlons-nous ?

Un objectif majeur de ce travail est de mesurer l'influence du prix sur la demande d'eau. Dans ce but, nous commençons par observer l'évolution comparée du prix de l'eau et des volumes consommés.

Le prix de l'eau a connu une forte croissance au cours des dernières années. L'indice du prix de l'eau a enregistré la progression la plus rapide de l'ensemble des postes de consommation des ménages au cours des quinze dernières années. Ce prix a triplé entre 1980 et 1995 alors qu'au cours de la même période, l'inflation n'a entraîné que le doublement de l'indice général des prix à la consommation.

En outre, le rythme de cette hausse s'est accru à partir de 1991 et la progression ne s'est pas infléchie jusqu'à aujourd'hui. L'enquête menée par la DGCCRF (Direction Générale de la Concurrence, de la Consommation et de la Répression des Fraudes) pendant cette période a montré que le montant de la facture d'eau a progressé de plus de 53% alors que dans le même temps l'indice général des prix ne progressait que de 10%. Cette progression extrêmement importante du prix relatif de l'eau courante pose inévitablement la question de la sensibilité des utilisateurs à cette dérive des tarifs.

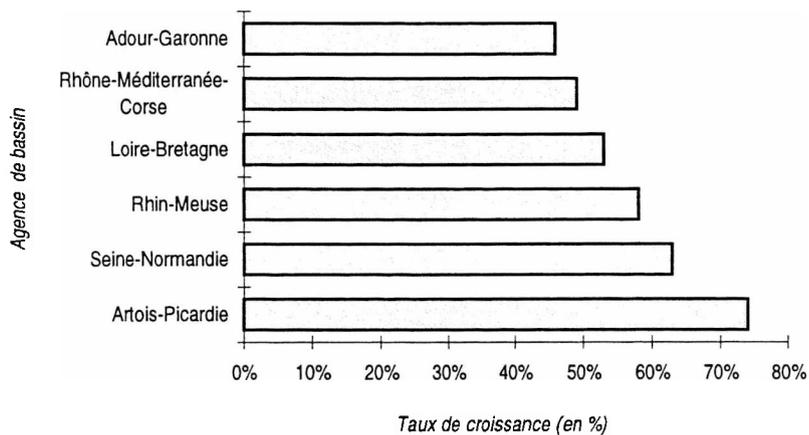
Evolution de l'indice du prix de l'eau



(Source : INSEE)

Selon l'étude de la DGCCRF, sur les six agences de l'eau, c'est le bassin d'Artois-Picardie qui a enregistré la plus forte progression du prix de l'eau sur la période 1991-1996. C'est également dans ce bassin que le prix est le plus élevé, la facture atteint un montant de 2 129 Frs, soit légèrement plus que la facture moyenne sur la France qui s'élève à 1 910 Frs pour une consommation de 120 m³. C'est dans le bassin d'Adour-Garonne que la facture d'eau est la moins élevée. Le graphique ci-dessous indique le taux de croissance des prix entre 1991 et 1996 respectivement pour chaque agence de bassin.

**Evolution du montant total de la facture d'eau
par bassin entre 1991 et 1996**



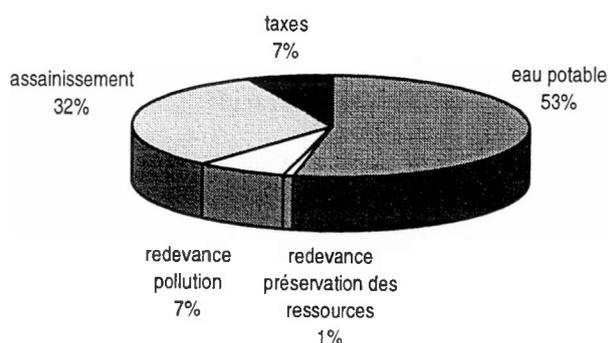
(Source : DGCCRF)

Outre la divergence des prix selon les régions, nous observons également une différence du prix de l'eau selon le mode de gestion des services de distribution d'eau et d'assainissement. Mais dans l'ensemble, le prix de l'eau des services délégués, qui était bien supérieur, tend à se rapprocher de la moyenne des tarifs évaluée pour l'ensemble des différents modes de gestion, il n'est plus supérieur que de 4,3% à cette moyenne en 1996. Ce sont néanmoins toujours les prix des services de régie qui sont les plus faibles. Plusieurs explications tenant aux conditions techniques d'exploitation des différents réseaux sont avancées pour expliquer ce différentiel.

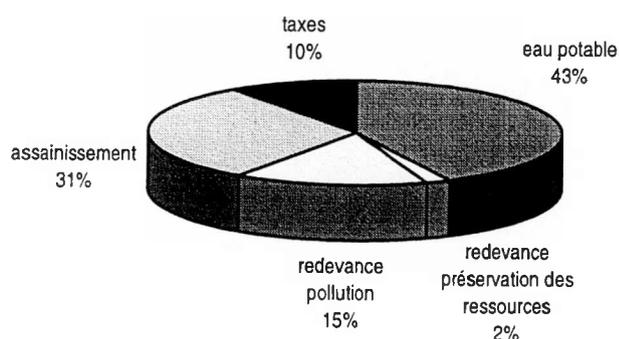
Pour essayer de comprendre cette forte croissance des prix et ces différences, un regard sur la décomposition de la facture d'eau est nécessaire. Le prix de l'eau comprend cinq grandes composantes : la distribution d'eau potable, l'assainissement des eaux usées, la redevance pollution versée aux agences de l'eau, la redevance préservation des ressources et enfin les trois taxes (TVA, Fonds National d'Adduction d'Eau FNDAE et Voies Navigables de France

VNF). L'évolution de la part de chacune de ces composantes dans la facture d'eau est illustrée par les deux graphiques ci-dessous :

Décomposition de la facture d'eau en 1991



Décomposition de la facture d'eau en 1996



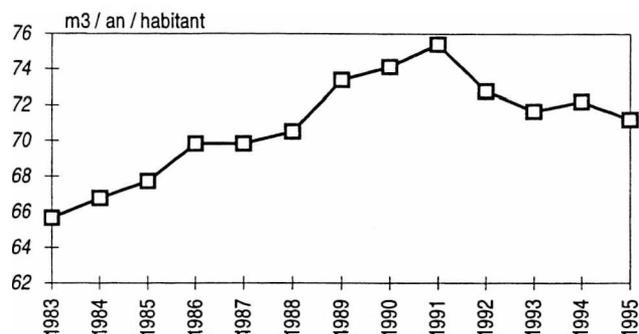
(Source : DGCCRF)

Entre 1991 et 1996, la part allouée à la distribution d'eau a diminué de plus de 10 points tandis que la part de la redevance pollution augmentait de 8 points et celle des taxes de trois points. Cette hausse importante de la redevance et des taxes, constatée depuis 1991, s'explique notamment par les engagements souscrits par la France relatifs à l'amélioration de la qualité de l'eau et au traitement des eaux urbaines qui ont obligé les communes à engager des investissements assez lourds.

Observons à présent l'évolution des volumes d'eau consommés, et faisons le lien avec celle des prix. Jusqu'au début des années 90, la consommation augmentait régulièrement alors que les tarifs continuaient de progresser, laissant envisager une relative inélasticité de la demande au prix. A partir de 1991, cette tendance à la hausse des volumes semble s'inverser alors que

l'évolution du prix ne connaît pas d'inflexion. On peut constater cette baisse de la consommation sur le graphique ci-dessous :

Evolution de la consommation d'eau potable

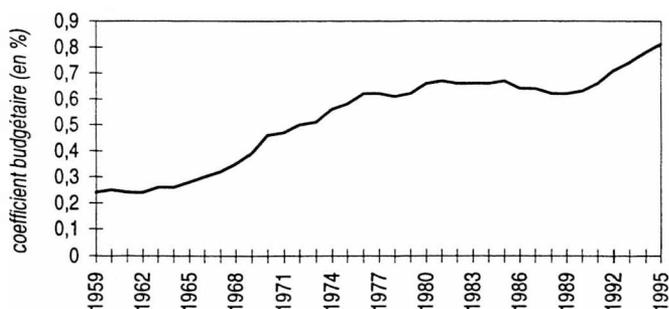


(Source : Syndicat professionnel des distributeurs d'eau (SPDE))

Il apparaît que la consommation ne s'inscrit pas dans un mouvement de hausse perpétuel. Ceci légitime la nécessité de connaître la fonction de demande d'eau pour savoir si l'accélération de la hausse du prix de l'eau qui s'est produite dès le début des années 90 est un des facteurs ayant contribué à provoquer cette baisse de la consommation.

Les séries de consommation des Comptes Nationaux indiquent que le montant des dépenses des ménages consacrées à l'eau augmente régulièrement. Le coefficient budgétaire de l'eau représentait 0,81% des dépenses des ménages en 1995 contre 0,71% en 1992.

Evolution du coefficient budgétaire des charges d'eau



(Source : INSEE)

Cette progression rapide et récente est essentiellement imputable à la croissance importante du prix de l'eau enregistrée au cours de cette même période. Cette hausse régulière de la part des revenus consacrée à la dépense en eau signifie aussi, dans un contexte de diminution des

volumes d'eau consommés, que cette baisse de la consommation mesurée en volume ne compense que partiellement la hausse des prix.

La modélisation de la demande d'eau doit permettre de mieux approcher la sensibilité de la demande au prix. Pour l'ensemble des raisons évoquées en introduction, peu de travaux portent spécifiquement sur la modélisation de la demande d'eau. Il apparaît alors nécessaire de tenter d'élaborer l'ensemble du cadre d'analyse de la demande.

Dans un premier temps, nous présenterons un cadre général d'analyse des modèles de demande, le modèle AIDS, traditionnellement construit pour estimer un système complet de demande. Nous examinerons ensuite l'apport des travaux réalisés sur la modélisation de la demande d'électricité et essaierons de voir dans quelle mesure ces analyses sont susceptibles d'être transposées à la modélisation de la demande d'eau. Enfin, nous présenterons un des rares articles étudiant précisément la demande d'eau en l'appliquant au cas québécois qui intègre la question de la tarification à deux niveaux.

3.2 Spécification en terme de système de demande complet

L'objet de la théorie classique de la demande est de permettre l'analyse et la mesure des facteurs explicatifs du comportement du consommateur afin d'établir les fonctions de demande relatives à chacun des biens.

Cette partie s'appuie sur la présentation du modèle AIDS (Almost Ideal Demand System), spécifié par DEATON et MUELLBAUER (1980). Dans ce paragraphe, nous présenterons cette démarche pour obtenir un modèle qui formalise un système interdépendant de fonctions de demande et qui donne une représentation simultanée du secteur de consommation.

Selon les auteurs, le modèle AIDS possède de nombreux avantages. Il satisfait à tous les axiomes de la théorie classique du consommateur et permet d'agréger les consommateurs sans qu'il soit nécessaire de postuler que leurs courbes d'ENGEL soient parallèles. En outre, d'un point de vue économétrique, ce modèle est assez aisé à estimer et évite d'avoir recours à des procédures d'estimation non linéaires.

a) Hypothèses

Les deux principales hypothèses relatives à cette spécification sont :

- l'existence des fonctions de demande déduites des fonctions de coût
- la nécessité de définir la forme de la fonction de coût

DEATON et MUELLBAUER représentent les préférences des consommateurs par une fonction de coût connue sous le nom de PIGLOG (en référence au logarithme de la mesure développée par THEIL) qui définit le minimum de dépenses nécessaire pour atteindre un niveau spécifique d'utilité pour un système de prix exogènes.

Elle s'écrit :

$$\log c(u, p) = (1 - u) \log \{a(p)\} + u \log \{b(p)\} \quad (1)$$

où $c(u, p)$ est la fonction de coût pour l'utilité u et le vecteur de prix p .

Forme fonctionnelle de $a(p)$ et $b(p)$

Le niveau de satisfaction u peut varier entre 0 et 1. On peut alors interpréter les fonctions $a(p)$ comme le coût du niveau de vie de subsistance (pour $u=0$) et $b(p)$ comme le coût du niveau de satisfaction maximale (pour $u=1$).

Les deux auteurs proposent la spécification suivante :

$$\log a(p) = a_0 + \sum_k \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj}^* \log p_k \log p_j \quad (2)$$

$$\log b(p) = \log a(p) + \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k} \quad (3)$$

Forme finale de la fonction de coût

$$\log c(u, p) = a_0 + \sum_k \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj}^* \log p_k \log p_j + u \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k} \quad (4)$$

où les α_i , β_j , γ_{ij}^* sont des paramètres.

b) Forme structurelle du modèle

Le modèle AIDS s'écrit finalement en utilisant les coefficients budgétaires :

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log \left(\frac{y}{p} \right) \quad (5)$$

où w_i est le coefficient budgétaire du bien i , y le revenu et p l'indice des prix défini par la relation :

$$\log p = a_0 + \sum \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum \sum \gamma_{kj} \log p_k \cdot \log p_j.$$

En remplaçant l'expression de p dans les fonctions de demande ci-dessus, nous obtenons le système :

$$w_i = (\alpha_i - \beta_i a_0) + \sum \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \left(\log y - \sum \alpha_k \log p_k - \frac{1}{2} \sum \sum \gamma_{kj} \log p_k \log p_j \right).$$

c) Démonstration

Comment à partir des fonctions de coût, les auteurs déduisent-ils directement la forme structurelle des fonctions de demande ? SHEPARD a mis en évidence dans un lemme, une propriété fondamentale des fonctions de coût. Celle-ci s'écrit :

$$\frac{\partial c(u, p)}{\partial p_i} = q_i.$$

Cette propriété signifie que le taux auquel la dépense augmente quand le prix augmente est égal à la quantité demandée du bien correspondant. En multipliant les deux côtés de l'égalité par $p_i/c(u, p)$, on trouve :

$$\frac{p_i q_i}{c(u, p)} = \frac{\partial c(u, p) \cdot p_i}{\partial p_i \cdot c(u, p)}$$

Or on sait que pour une fonction u , on a : $\frac{\partial u}{u} = \partial \log u$. Ainsi, on obtient :

$$\frac{p_i q_i}{c(u, p)} = \frac{\partial \log c(u, p)}{\partial \log p_i}$$

Puis, puisque $c(u, p) = y$, la dépense totale, on trouve :

$$\frac{p_i q_i}{c(u, p)} = w_i$$

où w_i est le coefficient budgétaire du bien i . Après ces quelques transformations, on obtient la spécification :

$$w_i = \frac{\partial \log c(u, p)}{\partial \log p_i} = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i u \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k}$$

$$\text{où } \gamma_{ij} = \frac{1}{2} (\gamma_{ij}^* + \gamma_{ji}^*).$$

Or, lorsque le consommateur maximise son utilité, la dépense totale y est égale au coût payé pour obtenir ce niveau de satisfaction, $c(u, p)$. En inversant l'égalité $\log y = \log c(u, p)$, nous trouvons que u est une fonction de y et p , ceci est la fonction d'utilité indirecte. En effectuant cette transformation pour l'équation de coût et en substituant le résultat dans l'équation du coefficient budgétaire, nous obtenons bien la forme structurelle des fonctions de demande du modèle AIDS :

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log \left(\frac{y}{p} \right).$$

d) Propriétés des équations de demande

- Additivité complète, par définition $\sum_i w_i = 1$.
- Homogénéité de degré zéro par rapport aux prix et au revenu.
- Satisfaction de la condition de symétrie de SLUTSKY dès que la contrainte $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$ est respectée.

Le système de demande AIDS stipule qu'en l'absence de changement des prix relatifs et de la dépense totale, les coefficients budgétaires sont constants.

e) Formes estimables

GAUYACQ (1985) retient comme forme estimable la forme structurelle du modèle AIDS, écrite plus haut, à laquelle il rajoute un terme aléatoire :

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log \left(\frac{y}{p} \right) + \varepsilon$$

où w_i est le coefficient budgétaire du bien i .

Cette forme est précisément celle retenue par DEATON et MUELLBAUER.

BANKS et alii (1992) ont proposé une amélioration du système de demande AI (QAI) par l'introduction d'un terme du revenu logarithmique au carré pour mieux tenir compte de la non linéarité de la courbe d'Engel. GARDES et CARDOSO (1996) tiennent compte de cette amélioration et retiennent la forme estimable suivante :

$$\frac{c_{ht}^i}{y_{ht}^*} = w_{ht}^i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_{jt} + \sum_{m=1}^2 \beta_{im} (\log(y_{ht}/P_t))^m + S_{ht} c_i + \zeta d + u_{ht}^i$$

pour le ménage h et le bien i au temps t ,

$m = 1$ ou 2 , prend en compte le terme du revenu logarithmique et ce terme au carré,

c_{ht}^i = dépenses du ménage h au temps t pour le bien i ,

y_{ht}^* = dépenses totales du ménage h au temps t ,

y_{ht} = dépenses totales du ménage h au temps t , par unité de consommation (échelle INSEE),

S_{ht} = caractéristiques socio-démographiques,

p_{jt} = indice de prix du bien j au temps t ,

ζ = vecteur des variables indicatrices d'enquêtes (indicatrice de l'année d'enquête),

u_{it} = terme d'erreur qui se décompose en un effet spécifique individuel et une perturbation aléatoire : $u_{ht} = \alpha_h + \varepsilon_{ht}$, spécification généralement retenue pour estimer un modèle sur données de panel.

Enfin, l'indice P est défini comme l'indice de prix de STONE ($\ln p_t = \sum_{i=1}^n \overline{w}_i \ln p_{it}$, avec \overline{w}_i les coefficients budgétaires moyens des n biens). Cette définition de l'indice de prix permet d'éviter le recours aux méthodes d'estimation non linéaires.

f) Résultats

A titre d'illustration, nous présentons dans le tableau suivant les résultats des estimations réalisées par GAUYACQ (1985). Son étude porte sur la consommation de cinq groupes de biens.

Consommation des ménages en France : Modèle AIDS - Régression directe
Estimation établie sur la période 1959-1979. Base de prix : 1970

Intitulé des groupes	Coefficients des variables explicatives						
	α_i	γ_{i1}	γ_{i2}	γ_{i3}	γ_{i4}	γ_{i5}	β_i
Alimentation	2,092 (26,8)	0,431 (1,7)	0,243 (1,6)	0,215 (1,7)	0,240 (2,4)	0,268 (1,7)	-0,193 (-22,6)
Logement	-0,464 (-7,0)	0,087 (0,4)	-0,048 (-0,3)	0,033 (0,3)	0,068 (0,8)	0,043 (0,3)	0,070 (9,7)
Santé, loisir	-0,494 (-7,3)	0,563 (0,2)	0,086 (0,6)	-0,013 (-0,1)	0,042 (0,5)	0,216 (1,6)	0,070 (9,5)
Transport	-0,412 (-8,0)	0,106 (0,6)	0,113 (1,1)	0,037 (0,4)	-0,033 (-0,5)	-0,021 (-0,2)	0,059 (10,6)
Divers	0,279 (2,7)	-0,681 (-2,1)	-0,395 (-2,0)	-0,271 (-1,6)	-0,318 (-2,5)	-0,507 (-2,4)	-0,007 (-0,6)

Les chiffres entre parenthèses sous les coefficients correspondent à la valeur des *t* de Student.

Environ la moitié des coefficients sont significatifs par l'application de ce critère. Pour tous les groupes de biens autres que l'alimentation, le coefficient associé à leur propre prix est négatif. Pourtant, l'étendue et l'hétérogénéité des biens couverts par le champ de chacune des fonctions de consommation considérées limitent l'intérêt et le caractère opérationnel de l'interprétation des élasticités-prix et des élasticités-prix croisées.

g) Conclusion

Cette spécification est intéressante puisqu'elle débouche sur une forme estimable des fonctions de demande et donc potentiellement de la fonction de demande d'eau. Il soulève cependant un certain nombre de difficultés pratiques. Tout d'abord, le modèle AIDS étant un système complet, il suppose l'estimation de toutes les équations de demande des groupes de biens considérés comme l'ont fait GAUYACQ (1985) et GARDES et CARDOSO (1996). Le premier a utilisé des données annuelles sur la consommation des ménages tandis que les seconds ont estimé ce modèle à partir de données de panel prenant ainsi en compte la double dimension

des données. L'absence de panels sur les dépenses des ménages portant sur la totalité des biens interdit ce type d'approche sur les données françaises.

Le but de cette étude se limitant à l'estimation d'une fonction de demande d'eau et non celle des autres biens. Pour intégrer la fonction de consommation d'eau à un système complet de demande, il serait nécessaire de recourir à une désagrégation importante des postes de consommation. Le nombre de paramètres à estimer pour chaque fonction de demande serait alors très important puisque proportionnel au degré de décomposition du bloc consommation. En effet, chaque équation contient tous les prix des autres biens dont on estime simultanément l'équation de demande.

De plus, l'étude d'un système fortement désagrégé tel que celui obtenu devient difficile du point de vue économétrique en raison de la forte colinéarité des différents indices de prix des biens intégrés dans le modèle.

L'estimation simultanée des équations de demande a pour objectif de représenter les interdépendances dans l'évolution de l'ensemble des postes de consommation afin d'obtenir une modélisation complète du bloc de consommation. Or, aucun bien n'est totalement substituable ou même complémentaire à l'eau. L'estimation du système complet devrait donc donner une estimation des élasticités prix croisées non significativement différentes de zéro. Ce dernier perd alors beaucoup de son intérêt puisque la consommation d'eau n'entre a priori en interaction avec la consommation d'aucun autre bien.

Cette difficulté technique se rajoutant à la contraintes pratique d'obtention des données, cette spécification ne peut être utilisée telle quelle et il convient de dégager l'intérêt de ce modèle pour le transposer dans un cadre un peu différent qui ne nécessiterait pas l'obtention de toutes les données et solutionnerait le problème économétrique de colinéarité.

Cependant, nous avons vu que l'on pouvait considérer que la consommation d'eau dépendait *a priori* de son prix, des caractéristiques socio-économiques de l'utilisateur et aussi de l'acquisition et de l'utilisation des équipements ménagers. L'estimation d'un système complet de demande peut alors être évitée sous l'hypothèse d'indépendance entre la consommation d'équipements ménagers et les caractéristiques de la consommation d'eau. Supposer que la fonction d'utilité est séparable entre les demandes d'eau et d'équipements ne paraît pas irréaliste. En effet, le prix de l'eau ne doit pas modifier sensiblement la décision d'achat des équipements ménagers où les raisons qui interviennent dans ces achats, sont plutôt le choix de l'amélioration de la qualité de vie du ménage par la simplification des tâches domestiques suite à un phénomène quelconque (hausse du revenu, naissance d'un enfant...) ainsi que les caractéristiques propres à l'appareil. Puisque cette utilité peut être supposée séparable, nous pouvons omettre l'estimation des fonctions de demande de tous les biens dans le cadre d'un

système complet et nous concentrer sur l'estimation distincte de deux équations, l'une estimant la demande d'équipement ménager et l'autre celle de demande d'eau conditionnelle à ce stock d'équipement.

Cette méthode d'estimation distincte des demandes d'eau et d'équipements a déjà été mise en oeuvre pour modéliser la demande d'électricité. Dans le paragraphe suivant, nous présenterons la méthodologie relative à aux travaux portant sur l'électricité pour tenter de les transposer à la modélisation de la demande d'eau.

3.3 Les apports des travaux portant sur l'électricité

3.3.1 Modélisation incluant explicitement le stock de biens durables

3.3.1.1 Distinction des horizons de court terme et de long terme

Jusqu'aux années 1970, la majorité des analystes croyait peu au rôle du prix dans la demande d'électricité et les prévisions étaient généralement établies sur la base de procédures faisant appel aux méthodes endogènes des séries temporelles.

FISHER & KAYSEN (1962) ont proposé de construire un modèle à deux équations dans lequel la première étape correspond au modèle de court terme qui fournit l'équation de demande d'électricité et la seconde, au modèle de long terme qui tente d'expliquer l'évolution du stock des sept biens durables retenus.

Pour mettre en évidence le facteur prix sur la demande, les auteurs suggèrent de distinguer deux horizons temporels.

- Dans le court terme, la demande d'électricité est une fonction du taux d'utilisation des équipements par le ménage considéré, du stock supposé fixé de ces équipements et des caractéristiques des appareils.
- Dans le long terme, la demande d'électricité est une fonction du taux d'utilisation des équipements par le ménage considéré, du stock supposé cette fois variable et des caractéristiques des appareils qui sont elles aussi variables. Ce stock variable des équipements est alors lui-même déterminé par d'autres variables.

Les notations utilisées sont les suivantes :

EQ_{it} : total des kWh des appareils des ménages dans l'état i au temps t

q_{it} : consommation d'électricité des ménages dans l'état i au temps t

U_{it} : taux d'utilisation des ménages dans l'état i au temps t

R_{it} : revenu des ménages dans l'état i au temps t

P_{it} : prix réel de l'électricité dans l'état i au temps t

a) Hypothèses

Les auteurs supposent que la consommation actuelle d'électricité est une fonction de la forme :

$$q_{it} = U_{it} EQ_{it} = U_{it}(R_{it}, P_{it})EQ_{it} \quad (1)$$

La forme fonctionnelle retenue par FISHER & KAYSEN est la suivante :

$$q_{it} = P_{it}^{\alpha} R_{it}^{\beta} EQ_{it} \quad (2)$$

La transformation logarithmique permet d'obtenir une fonction linéaire dans les paramètres de la forme fonctionnelle suivante :

$$\ln q_{it} = \alpha \ln P_{it} + \beta \ln R_{it} + \ln EQ_{it} \quad (3)$$

Les travaux empiriques de FISHER & KAYSEN reposant sur cette spécification ont nécessité la collecte d'une quantité d'informations considérable sur l'équipement des ménages en biens durables pour une dizaine d'états américains.

En outre, retenant sept biens d'équipement ménager sur la période 1944-1957, les auteurs ont constaté que ces sept biens durables n'expliquaient qu'une faible partie de la consommation totale d'énergie. Or, le stock des autres produits blancs, consommateurs d'électricité comme le petit électroménager, ne pouvait pas être estimé.

Les auteurs ont conclu que l'estimation du stock de biens durables pour chaque année et pour chaque état était rigoureusement impossible et que son apport à l'analyse empirique était trop limité par rapport au coût de la collecte. Ils proposèrent alors de faire l'hypothèse selon laquelle le stock de produits blancs progressait à un taux annuel égal à γ pour chaque état i .

Cette hypothèse se traduit par :

$$\frac{EQ_{i,t}}{EQ_{i,t-1}} = \exp(\gamma_i) \text{ dans l'état } i \quad (4)$$

Cette équation peut se réécrire :

$$\ln EQ_{i,t} - \ln EQ_{i,t-1} = \gamma_i \quad (5)$$

b) Forme structurelle

Les équations (3) et (5) conduisent finalement à la forme structurelle de l'équation de demande suivante dans l'état i au temps t :

$$\ln q_{it} - \ln q_{i,t-1} = \gamma_i + \alpha_i (\ln P_{it} - \ln P_{i,t-1}) + \beta_i (\ln R_{it} - \ln R_{i,t-1}) \quad (6)$$

c) Forme estimable

- La spécification du modèle de court terme

Cette équation est celle de la demande d'électricité proprement dite. Les auteurs rajoutent un terme aléatoire à la spécification de la forme structurelle (équation 6) et obtiennent la forme estimable de la fonction de demande d'électricité pour l'état i au temps t , conditionnelle au stock de biens durables fixé :

$$\ln q_{it} - \ln q_{i,t-1} = \gamma_i + \alpha_i (\ln P_{it} - \ln P_{i,t-1}) + \beta_i (\ln R_{it} - \ln R_{i,t-1}) + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

L'interprétation des coefficients est la suivante :

- γ_i : taux de croissance constant du stock de biens durables dans l'état i
- α_i : élasticité de court terme de la consommation d'électricité au prix
- β_i : élasticité de court terme de la consommation d'électricité au revenu.

- La spécification du modèle de long terme

Cette équation a pour objet l'explication de l'évolution du stock (supposé désormais variable dans le long terme) des sept produits blancs retenus. Les auteurs estiment le taux de croissance du stock de biens durables par l'équation suivante :

$$\ln EQ_{it} - \ln EQ_{i,t-1} = a_0 + a_1 \text{POP}_{it} + a_2 \text{MÉN}_{it} + a_3 \text{RVP}_{it} + a_4 \text{PXD}_{it} + a_5 \text{PXE}_{it} + a_6 \text{PXG}_{it} + a_7 \text{MAR}_{it} + a_8 \text{RPC}_{it} + \eta_{it} \quad (8)$$

où EQ_{it} : équipement des ménages en produits blancs dans l'état i au temps t ,

POP_{it} : population dans l'état i au temps t ,

MEN_{it} : nombre de ménages raccordés au réseau dans l'état i au temps t ,

MAR_{it} : nombre de mariages dans l'état i au temps t ,

PXD_{it} : indice des prix des équipements dans l'état i au temps t ,

PXE_{it} : anticipation sur le prix de l'électricité dans l'état i au temps t ,

PXG_{it} : anticipation sur le prix du gaz dans l'état i au temps t

Pour ces deux indices de prix, FISHER & KAYSEN utilisent une moyenne mobile calculée sur trois années dans l'estimation de longue période. Pour le modèle de court terme, les indices de prix utilisés sont les indices courants.

RVP_{it} : revenu permanent anticipé dans l'état i au temps t .

L'introduction du revenu permanent se justifie par le fait que les achats de biens durables résultent davantage d'un processus de décision de longue période (renouvellement ou premier équipement) qui dépend plus directement des ressources de longue période ou du revenu permanent que du revenu courant. FISHER & KAYSEN utilisent la procédure originelle adoptée par FRIEDMAN (1957) consistant dans le calcul d'une moyenne mobile sur 17 ans des revenus passés basée sur une pondération exponentielle décroissante.

RPC_{it} : revenu courant par tête dans l'état i au temps t .

Dans leur modèle de long terme, FISHER & KAYSEN régressent donc le taux de croissance du stock des équipements sur les taux de croissance des variables non économiques et sur les niveaux des variables économiques (sauf les mariages).

d) Résultats

- Résultats du modèle de court terme

Les auteurs estiment l'équation (7) par la méthode des MCO pour chaque état en utilisant des données temporelles sur la période 1946-1957.

Les résultats obtenus par FISHER & KAYSEN conduisent à retenir une élasticité-prix proche de zéro pour la plupart des états. Néanmoins, les états dont les économies étaient plus jeunes et en phase de développement important admettaient des élasticités-prix de court terme supérieures en valeur absolue bien que demeurant inférieures à l'unité.

- Résultats du modèle de long terme

Les résultats obtenus par FISHER & KAYSEN parviennent à révéler l'existence d'une élasticité négative pour le prix des équipements même si le coefficient ne demeure que faiblement significatif.

Les résultats ne parviennent pas à mettre en évidence un effet de l'anticipation sur le prix de l'électricité dont le coefficient apparaît plus régulièrement positif et contribue à dégrader la qualité des autres paramètres estimés. L'interprétation fournie par les auteurs est que le prix de l'électricité n'affecte pas singulièrement le comportement d'achat de biens durables.

Plus globalement, il semble que l'influence des variables économiques soit moins forte que celle des variables démographiques, en particulier celle du nombre de ménages raccordés au réseau. Ce résultat semble en tout état de cause largement imputable à la spécification retenue par les auteurs qui ont choisi de recourir au niveau des variables de nature économique et au taux de croissance des caractéristiques démographiques.

Les travaux de FISHER & KAYSEN ont ainsi pu montrer que le fait d'intégrer explicitement les variables relatives à l'équipement en biens durables dans la modélisation de la consommation d'électricité posait de sérieuses difficultés lors de la phase de vérification empirique (problème de mesure du stock, de la faible variabilité à court terme du stock...) et notamment sur le modèle de long terme qui conduit à des estimations extrêmement imprécises des paramètres.

En règle générale, les estimations portant sur l'utilisation des équipements fournissent de bons résultats alors que les équations relatives à l'accroissement du stock des équipements souffrent d'importantes limites.

Ces éléments conduisent à la conclusion selon laquelle les travaux empiriques portant sur la consommation de biens énergétiques liée à l'utilisation et à l'équipement en biens durables ne doivent être menés sur la base de modèle intégrant directement le stock de biens durables que lorsque l'estimation de ce stock est suffisamment fiable.

e) Conclusion

Le modèle de FISHER-KAYSEN est difficilement transposable à la modélisation de la demande d'eau sur données individuelles et ce, au-delà du problème de collecte des données pour l'estimation du stock de biens durables pour chaque ménage à chaque date t . Le taux de croissance du stock d'équipement d'un ménage ne peut pas être aussi facilement intégré dans

une équation que celui d'un état car pour un ménage donné le taux de croissance est nul ou infini.

Pour surmonter ces problèmes, nous pouvons transposer ce modèle au cas d'un seul état constitué par la France entière. On perd la dimension individuelle pour se concentrer uniquement sur la dimension temporelle. Mais l'avantage est que ce type de données sur le stock d'équipement en biens durables sont renseignées par l'INSEE au niveau de la France.

3.3.1.2 Interrelation entre choix du système de chauffage et demande d'électricité

L'approche en deux étapes retenue par BERNARD, BOLDUC et BELANGER (1996) permet de tenir compte des interrelations entre la décision sur les choix d'acquisition d'appareils électriques et leur utilisation. Dans la première étape, les auteurs modélisent le choix du système de chauffage de l'eau et des locaux et dans la deuxième, ils estiment la demande d'électricité conditionnelle au système de chauffage choisi. Leur objectif final étant de mesurer comment la demande totale d'électricité réagit aux changements de prix et de revenu, c'est à dire le calcul des élasticités prix et revenu.

a) Hypothèses

- Cadre général de ce modèle

N preneurs de décision $n = 1, \dots, N$ (dans notre cas, ce sont les ménages) font face à J_n systèmes mixtes différents de chauffage $i = 1, \dots, J_n$.

Les ménages peuvent combiner deux sources d'énergie distinctes pour le chauffage de l'eau et des locaux ce qui donne neuf choix de systèmes mixtes de chauffage :

- utilisation de l'électricité pour les deux systèmes de chauffage
- utilisation du gaz naturel pour les deux systèmes de chauffage
- utilisation du fuel pour les deux systèmes de chauffage
- utilisation du fuel combiné à une source d'énergie duale pour le chauffage des pièces
- utilisation de l'électricité combinée à une source d'énergie duale pour le chauffage des pièces
- utilisation de l'électricité combinée au gaz naturel pour le système de chauffage des pièces
- utilisation de l'électricité combinée au fuel pour le système de chauffage des pièces
- utilisation de l'électricité combinée au bois pour le système de chauffage des pièces

- utilisation de l'électricité combinée au bois et à l'électricité pour le système de chauffage des pièces
 - Méthode de choix : le système i de chauffage choisi est celui qui maximise l'utilité d'utilisation de l'électricité.
 - Méthode d'estimation la plus efficace : maximum de vraisemblance à information complète dans laquelle on maximise la probabilité jointe de l'événement (i, x_{in}) où x_{in} est la quantité d'électricité consommée par le ménage n avec le système i choisi.

La fonction de densité jointe s'écrit alors comme le produit d'une fonction de densité conditionnelle et d'une fonction de densité marginale :

$$g(i, x_{in}) = P(i / x_{in})f(x_{in}).$$

- Hypothèse simplificatrice : processus de décision en deux étapes distinctes

Nous devrions normalement maximiser la log-vraisemblance de l'expression ci-dessus. Mais, les auteurs admettent que l'on peut ignorer cette relation structurelle et que l'on peut travailler séparément sur chaque partie.

Dans la première étape, le ménage choisit le système de chauffage i et dans la deuxième, il détermine son niveau optimal de consommation d'électricité conditionnellement au système choisi. L'estimation ne se fait plus par la méthode du maximum de vraisemblance à information complète mais par une méthode d'estimation en deux étapes. Ce cheminement s'apparente à celui que l'on pourrait adopter pour modéliser la demande d'eau où le stock d'équipement est choisi dans une première phase de décision et dans la deuxième, le niveau de consommation d'eau est déterminé conditionnellement au choix du niveau d'équipement.

- Fonction d'utilité indirecte

Cette fonction d'utilité indirecte aléatoire s'écrit pour le système i de chauffage choisi par le ménage n en fonction des prix, du revenu et des autres caractéristiques du système de chauffage de la façon suivante :

$$U_{in} = V_{in}(p_e, p_g, p_o, y - r_i, z_i, s_n) + \varepsilon_{in}$$

avec p_e , le prix de l'électricité, p_g , le prix du gaz, p_o , le prix du fuel, $y - r_i$, le revenu net du coût du système de chauffage, z_i , vecteur des caractéristiques du système i choisi, s_n , les caractéristiques socio-économiques du ménage n et ε_{in} , le terme d'erreur.

b) Forme structurelle

- Choix du système de chauffage

La variable expliquée, qui est observée, est le choix du système de chauffage de l'eau et de la maison. Elle se définit par :

$$y_{in} = \begin{cases} 1 & \text{si } U_{in} \geq U_{jn} \\ 0 & \text{sin on} \end{cases} .$$

La fonction d'utilité U_{in} est choisie pour être linéaire dans les paramètres ce qui donne :

$$U_{in} = X_{in}\beta + \varepsilon_{in}$$

où X_{in} est un vecteur de variables explicatives de l'utilité.

Ce modèle est un modèle polytomique, la probabilité de choisir tel ou tel système de chauffage peut alors être estimé par la méthode Logit multinomiale.

- Fonction de demande d'électricité

Cette équation est de la forme :

$$x_{in} = g_{in}(p_e, p_g, p_o, y - r_i, z_i, s_n) + \eta_{in} .$$

La demande d'électricité est conditionnelle au système de chauffage i choisi dans l'étape précédente.

c) Démonstration

Comment passer du modèle de choix du système de chauffage à l'équation de la demande d'électricité ?

Pour conserver la cohérence économique entre le choix d'acquisition d'appareils énergétique et leur utilisation, la fonction de demande d'électricité est obtenue à partir de l'application de l'identité de ROY à la fonction d'utilité indirecte conditionnelle aux caractéristiques de chaque système de chauffage.

Le système de chauffage i vérifie l'inégalité suivante :

$U_{in} \geq U_{jn} \forall i \neq j$ ce qui est équivalent en terme de probabilité à :

$$P_n(i) = P(V_{in} + \varepsilon_{in} > V_{jn} + \varepsilon_{jn}) = P(\varepsilon_{jn} - \varepsilon_{in} < V_{in} - V_{jn}).$$

En appliquant l'identité de ROY à la fonction d'utilité indirecte ci-dessus, nous obtenons bien la fonction de demande d'électricité conditionnelle au système de chauffage i choisi :

$$x_{in} = g_{in}(p_e, p_g, p_o, y - r_i, z_i, s_n) + \eta_{in}$$

La forme fonctionnelle des fonctions $V_{in}(\cdot)$ et $g_{in}(\cdot)$ est assez proche et on les choisit de telle sorte qu'elles soient linéaires.

d) Forme estimable

Les auteurs retiennent la fonction de demande d'électricité du ménage n conditionnelle au système i de chauffage choisi, spécifiée comme suit :

$$x_{in} = \sum_j \alpha_0^j \delta_{ji} + \alpha_1 \text{PEL}_n + \alpha_2 \text{POIL}_n + \alpha_3 \text{PGAS}_n + S_n \gamma + \kappa \left(y_n - \sum_j \text{PIOP}_j \delta_{ji} \right) + \lambda \left(\sum_j \text{PICP}_j \delta_{ji} \right) + \eta_{in}$$

où δ_{ji} est une variable indicatrice qui vaut 1 si le système j considéré est le système i choisi par le ménage n et 0 sinon,

PEL = prix de l'électricité,

POIL = prix du fuel,

PGAS = prix du gaz naturel,

S' = caractéristiques socio-démographiques du ménage n et variables de revenu,

$y - \sum_j \text{PIOP}_j \delta_{ji}$ = revenu net du coût du système de chauffage choisi,

$\sum_j \text{PICP}_j \delta_{ji}$ = coût fixe du système de chauffage choisi.

e) Résultats

Ces équations sont estimées sur données individuelles québécoises. Les auteurs retiennent trois méthodes d'estimation qui donnent des estimateurs convergents en cas de présence de corrélation entre la variable indicatrice et les perturbations. Ils estiment tout d'abord cette équation par les MCQG puis par la méthode des Variables Instrumentales. Ils estiment également cette équation par une troisième méthode dans laquelle ils remplacent la variable indicatrice par son estimation faite dans l'estimation de la probabilité du système de chauffage.

Les résultats des trois méthodes d'estimation sont regroupés dans le tableau suivant :

Coef, variables explicatives	MCQG		Forme réduite (FR)		Variables instr (VI)	
	estimés	t-ratio	estimés	t-ratio	estimés	t-ratio
Constante (δ_{j7})	36611,45	3,49	15320,50	1,38	16776,89	1,46
δ_{j1}	78709,18	0,52	-7260,39	-1,94	-7806,66	-2,12
δ_{j2}	73021,29	0,49	-1648,32	-0,10	-14817,13	-1,14
δ_{j3}	-7275,42	-0,49	-7763,22	-2,54	-7091,49	-2,76
δ_{j4}	-12247,82	-6,70	-9746,17	-3,67	-8819,32	-3,77
δ_{j5}	80910,56	0,54	17450,45	1,76	15976,77	0,44
δ_{j6}	79788,32	0,53	-55284,8	-2,64	-81829,06	-3,30
δ_{j8}	77713,84	0,52	-9068,57	-3,70	6686,40	0,58
δ_{j9}	-8236,82	-8,69	16633,07	1,55	-22159,93	-1,36
Prix électricité	-2592558,7	-0,81	-360049,1	-1,75	-366825,0	-1,79
Prix électricité si chauffage pièce	1887596,05	0,59	191874,78	13,99	191897,89	13,99
Prix électricité si chauffage eau	217557,75	0,61	163548,71	6,22	163709,91	6,23
Prix fuel	102228,18	0,42	29404,22	0,12	31205,47	0,12
Prix gaz naturel	131861,04	3,01	106020,42	2,39	106268,09	2,40
Densité de population	154,32	1,21	272,78	1,73	254,72	1,66
Type de foyer	-562,91	-8,35	-524,80	-7,58	-691,08	-8,60
Date chgt système	-379,68	-3,29	-358,20	-2,36	-376,02	-2,54
Date construction	-685,88	-6,57	-770,22	-6,32	-747,75	-5,77
Nombre de pièces	644,48	6,61	741,95	6,07	585,80	4,33
Nombre de personnes	1432,49	10,80	1355,72	9,43	1514,95	9,85
Taille résidence	2,14	8,98	2,32	9,41	2,01	6,83
Propriétaire / locataire	-1773,30	-2,75	-1679,22	-2,59	-1036,09	-1,13
Age chef famille	50,96	4,25	63,10	4,30	52,62	3,71
Revenu foyer	0,05	5,93	0,04	4,21	0,05	3,43
Coût fixe annuel	2,69	3,96	3,00	3,70	2,83	3,50
Gaz disponible	-373,16	-0,92	-147,78	-0,27	-138,99	-0,25

Les élasticités par rapport aux prix et aux revenus de court et long terme ont les signes prévus et sont assez faibles, ce qui selon les auteurs, n'est pas surprenant pour ce type d'estimations.

Cette spécification a néanmoins permis de mettre en évidence l'influence négative du prix sur la demande d'électricité.

f) Conclusion

Ce modèle confirme la possibilité d'estimer séparément la fonction de demande des équipements ménagers et la fonction de demande d'eau. En effet, le raisonnement effectué par les auteurs peut s'appliquer au cas de l'eau en considérant que le choix du système de chauffage qui conditionne le niveau de consommation d'électricité est remplacé par le choix du stock de biens durables utilisant de l'eau.

Pour transposer ce modèle au cas de l'eau, il nous faut utiliser des données individuelles à partir desquelles nous estimerons le stock de biens durables. Cependant, la limite soulignée par FISHER-KAYSEN selon laquelle l'estimation du stock est peu fiable, pourrait constituer une limite à l'obtention de résultats probants.

3.3.2 Modélisation n'imposant pas l'introduction du stock de biens durables

Cette partie considère les approches menées en terme de modélisation de la consommation énergétique qui ne nécessitent pas de disposer directement d'informations sur le stock d'équipements consommateurs d'énergie. Cette approche repose sur la présentation du modèle d'ajustement partiel au niveau désiré de consommation d'électricité, présenté par BERNDT (1990).

a) Hypothèses

- Le niveau désiré de consommation y^* dépend d'un certain nombre de caractéristiques exogènes X_{kt} comme le revenu, le système de prix ou d'autres facteurs.

Le niveau désiré de consommation est alors une fonction de la forme :

$$\ln y_t^* = \alpha + \beta_1 \ln x_{1,t} + \beta_2 \ln x_{2,t} + \dots + \beta_k \ln x_{k,t} + \varepsilon_t \quad (1)$$

où les ε_t sont des perturbations aléatoires présentant les bonnes propriétés du modèle de régression multiple, à savoir qu'elles sont indépendantes entre elles, indépendantes des variables explicatives et qu'elles suivent une distribution normale de moyenne nulle et de même variance.

- On suppose que les ménages cherchent à atteindre leur niveau désiré de consommation mais qu'ils n'y parviennent qu'imparfaitement.

Cette hypothèse se justifie par le fait que le niveau désiré de consommation d'électricité correspond à un stock de biens durables qui s'ajuste parfaitement au niveau d'équilibre. A chaque période, le niveau courant de consommation diffère du niveau d'équilibre de long terme parce que l'équipement en biens durables est rarement compatible avec le niveau d'équilibre.

Cette hypothèse se traduit par la relation suivante entre niveau désiré et niveau réel de consommation à deux périodes successives :

$$\ln y_t - \ln y_{t-1} = \phi(\ln y_t^* - \ln y_{t-1}) + \eta_t \quad (2)$$

où y_t représente la consommation d'électricité en t ,
 y_t^* , le niveau désiré de long terme ou la consommation à l'équilibre d'électricité et,
 η_t , la perturbation aléatoire.

- Par ailleurs, on suppose que $0 < \phi \leq 1$.

Cette hypothèse stipule que lorsque ϕ est égal à 1, l'ajustement au niveau d'équilibre se fait complètement et instantanément. A l'opposé, le processus d'ajustement est inexistant lorsque ϕ est nul.

- La consommation d'équilibre non-observée à la date t est obtenue en développant l'éq. 2 :

$$\ln y_t^* = \frac{1}{\phi} \ln y_t + \frac{\phi - 1}{\phi} \ln y_{t-1} - \frac{1}{\phi} \eta_t \quad (3)$$

b) Forme structurelle

La forme structurelle du modèle est directement dérivée des équations (1) et (3) :

$$\ln y_t = \alpha\phi + (1 - \phi)\ln y_{t-1} + \beta_1\phi \ln x_{1t} + \beta_2\phi \ln x_{2t} + \dots + \beta_k\phi \ln x_{kt} + v_t \quad (4)$$

avec $v_t = \phi\varepsilon_t + \eta_t$,

c) Forme estimable

Ce modèle est présenté d'un point de vue théorique. Aucune forme estimable ni aucun résultat ne sont donc proposés par BERNDT. Cependant, la forme estimable est simplement obtenue en choisissant un certain nombre de variables explicatives à intégrer dans la forme structurelle (équation 4).

Dans l'hypothèse d'autocorrélation des perturbations, dont la probabilité d'occurrence est renforcée par la présence de la variable endogène retardée dans la liste des exogènes, l'estimation devra faire appel à des procédures convergentes de type variables instrumentales ou maximum de vraisemblance.

d) Conclusion

La spécification proposée par BERNDT présente comme avantage majeur de fournir une interprétation économique aisée des résultats. Les élasticités de court terme sont obtenues directement par l'estimation des paramètres composites $\beta_i\phi$. En effet, la dérivée partielle par rapport à chacune des variables x_i s'écrit :

$$\frac{\partial \ln y_t}{\partial \ln x_{it}} = \beta_i \phi \quad (\text{élasticité de court terme}) \quad (5)$$

A long terme, le niveau de consommation effectif s'ajuste au niveau de consommation désirée. L'effet total (ou effet cumulé) de la variable x_i sur la consommation d'électricité permet d'estimer les élasticités de long terme.

$$(\phi \rightarrow 1) \Rightarrow \frac{\partial \ln y_t}{\partial \ln x_{it}} = \beta_i \quad (\text{élasticité de long terme}) \quad (6)$$

Cette approche comporte également l'avantage d'éviter la collecte de l'information sur le stock de biens durables. Elle présente néanmoins l'inconvénient de ne pas permettre une distinction aussi nette entre les deux effets majeurs que sont, d'une part, l'équipement en biens durables et d'autre part, leur utilisation.

En revanche, elle autorise une transposition facile et directe à la demande d'eau. En effet, il ne reste plus qu'à choisir les variables explicatives entrant dans l'équation de demande conformément aux hypothèses faites dans l'introduction. En outre, ce modèle est facilement estimable sur séries temporelles.

3.4 Demande d'eau et tarification différenciée

Les travaux de CHICOINE et RAMAMURTHY (1986) constituent une des rares recherches sur la modélisation de la demande d'eau. Cependant, cet article traite le cas américain dont le cadre diffère sensiblement du cas français.

Aux Etats-Unis, le prix de l'eau est une fonction décroissante des quantités consommées. Dans ce cas, les auteurs posent un certain nombre de problèmes et notamment celui de l'intégration du prix dans un modèle de demande d'eau en posant la question du prix qui affecte le comportement du consommateur, prix marginal et/ou prix moyen ?

Certains auteurs ont montré que d'un point de vue conceptuel, le consommateur maximisant son utilité réagit au prix marginal ainsi qu'à la différence de prix entre ce qu'il paie actuellement et ce qu'il aurait payé si le prix marginal avait prévalu quel que soit le niveau de consommation. D'autres auteurs affirment au contraire que les consommateurs se préoccupent surtout du montant total de la facture et réagissent plutôt au prix moyen.

Par ailleurs, l'influence du prix sur la demande d'eau peut être décomposée entre un effet revenu et un effet substitution. L'effet revenu mesure la réduction du niveau de revenu réel résultant d'une hausse du prix. L'effet substitution montre de combien varie la demande d'eau, devenue plus chère au profit d'un bien substitué. Il faut certes noter qu'aucun bien ne peut être substitué à l'eau mais une hausse du prix de l'eau peut engendrer par exemple, une augmentation de la consommation de services auprès de plombiers pour réparer les fuites. Il est nécessaire de tenir compte de cet effet substitution.

L'objet de l'article est donc de tester empiriquement les différentes hypothèses concernant le prix auquel les consommateurs réagissent effectivement quand ils sont confrontés à une structure dégressive des tarifs avec la hausse des volumes consommés.

a) Propositions

- L'approche retenue par les auteurs pour tenir compte de toutes ces remarques, consiste à inclure deux variables prix dans le modèle de demande d'eau. Ces deux variables prix résultent en fait de la décomposition du prix moyen en deux prix. La première variable correspond au prix marginal et la seconde se calcule comme la différence entre le prix moyen et le prix marginal ou encore entre ce que paie actuellement le consommateur et ce qu'il paierait si toutes les unités d'eau consommées étaient facturées au prix marginal.

Les auteurs écrivent la fonction de demande d'eau de la façon suivante :

$$Q = B_0 + B_1 P_x + B_2 P_2 + B_3 \left(\frac{(P_1 - P_2) Q_1}{Q} \right) + B_4 (Y - (P_1 - P_2) Q_1)$$

où Q est la consommation totale d'eau,
 P_x est l'indice de prix des autres biens pertinents,
 P_2 est le prix marginal (prix de la consommation d'eau au dessus d'un certain niveau),
 P_1 est le prix de l'eau quand une faible quantité a été consommée,
 Q_1 représente la quantité d'eau soumise au premier tarif,
 Y est le revenu total du consommateur.

- Ici, nous avons considéré une tarification binaire, c'est à dire qu'au-delà d'un certain seuil le prix de l'eau baisse. Nous aurions pu prendre en compte un plus grand nombre de paliers au-dessus desquels le prix de l'eau diminue.

Nous pouvons en déduire l'expression du prix moyen P_a :

$$P_a = \frac{P_1 Q_1 + P_2 (Q - Q_1)}{Q}$$

qui peut également se réécrire :

$$P_a = P_2 + \frac{(P_1 - P_2) Q_1}{Q}$$

b) Forme structurelle

Les auteurs affirment que ce modèle peut être formulé :

- * soit sous sa forme linéaire :

$$Q = a_0 + a_1 P_x + a_2 P_1 + a_3 P_2 + a_4 Y + u$$

- * soit sous sa forme multiplicative (linéarisée en passant par les logarithmes) :

$$\ln Q = b_0 + b_1 \ln P_x + b_2 \ln P_1 + b_3 \ln P_2 + b_4 \ln Y + u'$$

u et u' sont deux termes représentant les perturbations aléatoires.

c) Forme estimable

CHICOINE et RAMAMURTHY estiment la demande d'eau à partir du modèle suivant spécifié sous sa forme linéaire :

$$Q_{it} = b_0 + \sum_{t=1}^{11} b_{1t} M_t + b_2 P1_{it} + b_3 P2_{it} + b_4 Y_{it} + b_5 \text{NUMPER}_i + b_6 \text{BATH}_i + e_{it}$$

- où :
- Q_{it} = consommation d'eau du ménage i au mois t ,
 - M_t = variable indicatrice pour le mois,
 - $P1_{it}$ = prix marginal payé par le ménage i au mois t ,
 - $P2_{it}$ = deuxième variable prix décomposée,
 - Y_{it} = revenu mensuel moins l'effet revenu dû à la dégressivité des tarifs,
 - NUMPER_i = nombre de personne dans le foyer,
 - BATH_i = nombre de salles de bain dans le foyer,
 - e_{it} = perturbations aléatoires.

d) Résultats

L'estimation de ce modèle est réalisée à partir d'un panel de 100 ménages ruraux de l'Illinois. Les résultats d'estimation sont regroupés dans le tableau suivant :

Variabes explicatives	Coefficients du modèle 1	Coefficients du modèle 2
Revenu (Y)	0,0005 (5,98)	0,0005 (5,90)
Prix marginal (P1)	-0,601 (15,74)	-0,607 (15,94)
Prix décomposé (P2)	-1,011 (12,87)	-1,024 (13,03)
M1 (1 si janvier et 0 sinon)	-0,114 (0,3)	-
M2 (1 si février et 0 sinon)	-0,080 (0,21)	-
M3 (1 si mars et 0 sinon)	0,546 (1,42)	-
M4 (1 si avril et 0 sinon)	-0,404 (1,05)	-
M5 (1 si mai et 0 sinon)	-0,0847 (0,22)	-
M6 (1 si juin et 0 sinon)	0,450 (1,19)	-
M7 (1 si juillet et 0 sinon)	0,382 (1,00)	-
M8 (1 si août et 0 sinon)	0,1798 (0,47)	-
M9 (1 si septembre et 0 sinon)	0,584 (1,53)	-
M10 (1 si octobre et 0 sinon)	-0,188 (0,49)	-
M11 (1 si novembre et 0 sinon)	0,163 (0,43)	-
Taille du foyer (NUMPER)	0,551 (10,16)	0,547 (10,06)
Nombre de salles de bain (BATH)	0,811 (6,87)	0,800 (6,76)

Les chiffres entre parenthèses sous les coefficients sont les valeurs absolues des t de Student.

Le modèle 2 ne contient que les variables significatives dans le modèle 1, c'est à dire toutes les variables exceptées les indicatrices mensuelles.

Sur la base de ces estimations, des tests peuvent être menés pour déterminer à quel prix les consommateurs sont le plus sensible et ainsi adopter la spécification du modèle correspondant le mieux au comportement des consommateurs.

Ces deux tests se présentent comme suit :

Test 1	Test 2
$H_0 : B_3=0$	$H_0 : B_2=B_3$
$H_1 : B_3\neq 0$	$H_1 : B_2\neq B_3$

Nous pouvons en tirer cinq conclusions selon les différents résultats obtenus à ces tests.

- Si nous acceptons l'hypothèse nulle du test 1 et rejetons celle du test 2, nous considérons que le coefficient B_3 est non significatif, i.e. les consommateurs réagissent à une variation du prix marginal.
- Si nous rejetons l'hypothèse nulle du test 1 et acceptons celle du test 2 alors nous concluons que les consommateurs modifient leur consommation suite à une variation du prix moyen.
- Si les hypothèses nulles des deux tests sont acceptées avec également la nullité du coefficient B_2 alors cela signifie que les consommateurs ne sont sensibles ni au prix marginal ni au prix moyen.
- Si les hypothèses nulles des deux tests sont acceptées mais que l'on trouve cette fois-ci la non nullité du coefficient B_2 alors ce cas ne permet pas de déterminer l'influence du prix.
- Enfin, le cas du rejet de l'hypothèse nulle des deux tests correspond à la spécification en terme de modèle général avec décomposition du prix en deux variables.

Les auteurs concluent que les consommateurs réagissent aussi bien au prix marginal qu'au prix moyen et que ni le modèle en prix marginal ni celui en prix moyen ne peut être rejeté. Mais ils ajoutent aussi qu'il est difficile d'admettre ce modèle comme étant le modèle général de comportement de consommation d'eau pour l'ensemble de la population. Il faudrait pour cela étendre ce type de travail à différents groupes de la population pour observer notamment s'il existe des divergences entre la population rurale et la population urbaine.

e) Conclusion

La transposition du modèle de CHICOINE et RAMAMURTHY au cas français présente un intérêt limité puisqu'en France, nous pouvons considérer qu'il n'y a pas de dégressivité des tarifs. En effet, la baisse de prix s'effectue à partir d'une consommation de 6 000 m³, or un ménage français consomme en moyenne 120 m³ d'eau par an.

Cependant, il présente l'avantage de soulever directement le problème de l'influence du prix sur la consommation d'eau. En outre, la forme estimable retenue par les auteurs intègre la proposition de variables supplémentaires susceptibles d'intervenir dans la fonction de consommation d'eau.

Pour prolonger ces travaux, l'estimation sur un panel plus large de ménages permettrait d'observer le comportement d'une plus grande diversité de consommateurs et donc de conclure sur un modèle de consommation plus général tout en étudiant la dynamique temporelle.

3.5 Conclusion sur l'examen des spécifications

L'analyse des spécifications et des données retenues par les auteurs doit conduire à une spécification du modèle de demande d'eau susceptible d'être confrontée aux données dans la seconde partie de cette étude.

Il apparaît que les données de panel présentent de nombreux avantages. Elles permettent de prendre en compte à la fois la dynamique temporelle et l'hétérogénéité des comportements individuels puisqu'elles sont constituées de séquences d'observations sur un ensemble d'individus. Le modèle retenu devra donc idéalement permettre l'étude de la demande d'eau aussi bien dans sa dimension temporelle que dans sa dimension individuelle.

Il conviendra également de tenter de distinguer les effets à court terme et à long terme des évolutions des variables explicatives sur la demande puisque les agents économiques n'ajustent pas instantanément leur comportement aux modifications de l'environnement.

Ne disposant pas d'un véritable panel, le modèle ne pourra être estimée simultanément dans les deux dimensions. Deux vagues des enquêtes Budgets de famille réalisées par l'INSEE en 1989 et 1995 seront néanmoins utilisées. Le regroupement de ces deux coupes ne pourrait constituer un panel que si elles portaient sur des individus identiques. Dans notre cas, elles forment un faux panel. Des méthodes d'estimation sur pseudo-panels ont été élaborées pour pallier cette difficulté mais elles fonctionnent mal lorsque peu de coupes semblables et successives sont regroupées. En outre, ces deux enquêtes ayant été réalisées dans un intervalle de cinq ans, l'estimation de la dimension temporelle serait fragile.

Une autre solution doit être avancée pour permettre d'étudier la demande d'eau dans ses dimensions temporelle et individuelle et pour distinguer les horizons de court et long terme.

PIROTTE (1996) a montré que les coefficients estimés sur séries temporelles s'identifient aux comportements de court terme alors que ceux estimés en coupe retracent les effets de long terme. Ce résultat est conforme à l'intuition puisque l'on peut considérer que la dimension inter-individuelle permet de prendre en compte l'évolution sociale de l'individu. L'absence de données de panel pourra alors être contournée par l'estimation du modèle sur ces deux types de données (coupes transversales et séries temporelles).

Les coefficients de court terme seront estimés dans un premier temps à partir des séries temporelles des variables susceptibles d'entrer dans la fonction de demande. En second lieu, les coefficients de long terme et l'hétérogénéité des comportements individuels seront évalués à partir des estimations sur les coupes de 1989 et 1995.

Ces deux phases d'estimation distinctes peuvent d'ailleurs s'apparenter aux résultats obtenus sur données de panel où il est couramment admis que l'estimateur Between fournit une bonne estimation des coefficients de long terme et l'estimateur Within celle des coefficients de court terme.

Nous devons donc spécifier un modèle qui permettra une comparaison facile des coefficients estimés sur séries temporelles et sur données individuelles.

La forme du modèle estimé sur séries temporelles s'inspire du modèle à ajustement partiel. Les variables explicatives sont choisies au regard des différents articles étudiés. Nous préférons retenir un modèle à une seule équation dans laquelle nous intégrons les variables de taux d'équipement.

La forme estimable s'écrit :

$$\log CEAU_t = \alpha_0 + \gamma \log CEAU_{t-1} + \alpha_1 \log RPC_t + \alpha_2 \log POP_t + \alpha_3 \log TAILLE_t + \alpha_4 \log(PXEAU / PCONSO)_t + \alpha_5 \log(PEQ / PCONSO)_t + \alpha_6 \log TXEQLV_t + \alpha_7 \log TXEQLL_t + \alpha_8 \log BAIN + \varepsilon_t$$

où : CEAU : consommation d'eau à prix constants
POP : population
TAILLE : taille moyenne des ménages
RPC : revenu disponible brut par habitant
PXEAU : indice de prix de l'eau
PEQ : indice de prix des équipements

- PCONSO : indice de prix à la consommation
TXEQLL : taux d'équipement en lave-linge
TXEQLV : taux d'équipement en lave-vaisselle
BAIN : taux d'équipement en baignoire ou douche
 ε_i : perturbation aléatoire

La forme du modèle estimé sur données individuelles sera légèrement différente puisque l'ajustement dans le temps n'a plus de raison d'intervenir. Elle s'inspirera plutôt du modèle proposé par CHICOINE et RAMAMURTHY :

$$\log \text{CEAU}_i = f(\log X_i) + \varepsilon_i$$

où X_i est l'ensemble des variables explicatives énumérées ci-dessus ainsi que des variables disponibles au niveau individuel.

4. Les modèles de demande à l'épreuve des faits

L'approche empirique menée dans ce travail comporte deux volets. Dans une première étape, les estimations sont menées sur la base des séries chronologiques issues des Comptes Nationaux couvrant une période d'une trentaine d'années. L'objectif de cette première étape est principalement d'analyser à un niveau agrégé la sensibilité de la consommation d'eau à un ensemble de variables macro-économiques dont le prix de l'eau. L'analyse sur longue période permet en outre de tester l'existence et la nature d'une éventuelle rupture dans le comportement des ménages.

Dans un second temps, les estimations des fonctions de demande d'eau sont menées sur données individuelles. Après une analyse descriptive de la disparité des montants des factures en fonction des caractéristiques socio-économiques des ménages, un test économétrique est proposé sur les données des deux dernières enquêtes Budgets des ménages de l'INSEE (1989 et 1995). La comparaison des résultats obtenus pour chacun des deux échantillons de ménages permet de mettre en évidence l'évolution du rôle des différentes variables explicatives impliquées dans la spécification.

4.1 Approche macro-économique sur séries chronologiques

Cette section constitue la première phase de vérification empirique de l'influence du prix sur la demande d'eau. L'analyse empirique correspond à un triple objectif. Elle doit permettre l'estimation du niveau de l'élasticité de court terme de la demande d'eau à son prix, celle de l'élasticité de long terme, enfin tester l'existence et la date d'une rupture de comportement des consommateurs.

L'objectif de recherche d'une rupture dans le comportement des consommateurs est aisée à mettre en oeuvre sur séries temporelles. Néanmoins, pour que l'analyse sur séries chronologiques permette d'atteindre l'objectif d'estimation simultanée des élasticités de court et de long terme, il est nécessaire de recourir à des spécifications faisant appel à la théorie de la cointégration car les méthodes de l'économétrie classique ne permettent donc pas de conduire à l'estimation simultanée des élasticités de court terme et de long terme.

PIROTTE (1996) a montré que l'estimation des coefficients d'un modèle spécifié sur séries temporelles correspond à celle des coefficients de court terme, les estimations des élasticités de long terme pouvant être obtenues à partir du modèle estimé en coupe transversale sur données individuelles.

L'approche par la cointégration proposée par ENGEL et GRANGER (1987) doit ainsi permettre d'atteindre l'objectif fixé de calcul des élasticités de court et long terme en exploitant les seules données temporelles. Nous présentons et mettons en oeuvre cette méthode dans le premier paragraphe de cette section consacrée à l'estimation sur séries temporelles.

La partie qui suit sera consacrée à la présentation des données macro-économiques que nous souhaitons exploiter.

4.1.1 Présentation des données

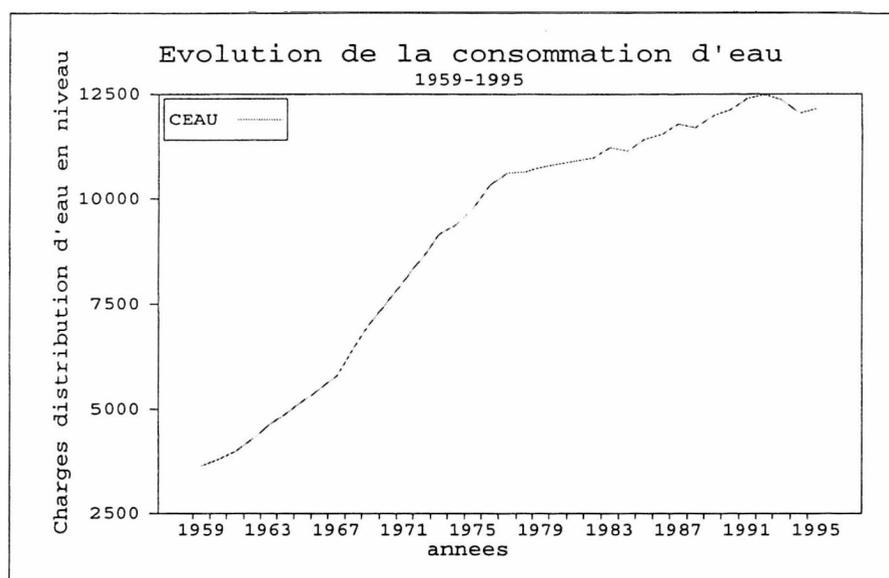
L'estimation de la fonction de demande d'eau et donc le calcul des élasticités requièrent les séries statistiques suivantes :

CEAU	Charges de distribution d'eau (en Francs constants) des ménages. Série 1959-1995 - Source : Comptes Nationaux annuels de l'INSEE.
PXEAU	Indice de prix des charges de distribution d'eau. Série 1959-1995 - Source : Comptes Nationaux annuels en base 1980, INSEE.
PCONSO	Indice des prix de la consommation nationale. Série 1959-1995 - Source : Comptes Nationaux annuels en base 1980, INSEE.
PEQ	Indice de prix des équipements ménagers. Série 1959-1995 - Source : Comptes Nationaux annuels base 1980, INSEE.
TXEQLL	Taux d'équipement des ménages français en lave-linge. Série 1959-1995 - Source : Enquête de conjoncture auprès des ménages de l'INSEE, données annuelles.
TXEQLV	Taux d'équipements des ménages français en lave-vaisselle. Série 1959-1995 - Source : Enquête de conjoncture auprès des ménages de l'INSEE, données annuelles.
RDB	Revenu Disponible Brut des français. Série 1959-1995 - Source : Comptes Nationaux annuels, INSEE.
TAILLE	Taille moyenne du ménage en France calculée comme le rapport de la population résidente sur le nombre total de ménages en France. Série 1959-1995 - Source : INSEE, données annuelles.
POP	Population résidente. Série 1959-1995 - Source : INSEE, données annuelles.
RPC	Revenu par habitant (RDB/POP)
BAIN	Taux d'équipement en baignoire ou douche. Source : INSEE, données annualisées sur la base des Recensements de la Population.

a) Examen des graphiques des séries

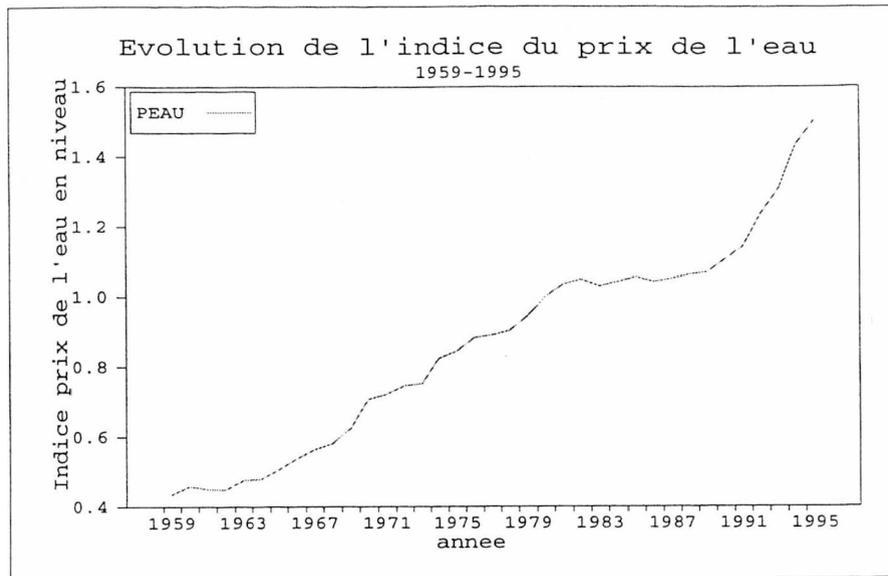
Les évolutions de chacune des séries sont présentées dans cette section, les corrélogrammes de chaque série représentant la fonction d'autocorrélation totale sont présentées en annexe.

• **Consommation d'eau**



L'évolution de la consommation d'eau mesurée en Francs constants peut être divisée en trois phases. Nous observons tout d'abord une croissance relativement soutenue de la consommation d'eau jusqu'en 1979. Puis, à partir de cette date, la consommation augmente toujours mais à un rythme plus lent et connaît même un certain nombre de failles avant de diminuer au début des années 90.

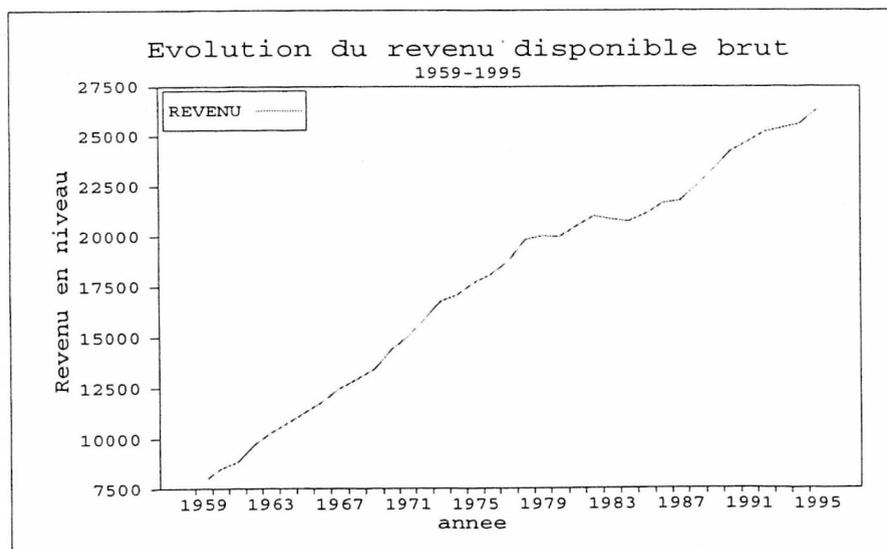
- **Indice de prix relatif de l'eau**



L'évolution du prix relatif de l'eau (base 1 en 1980) peut aussi être divisée en trois phases mais elles n'apparaissent pas tout à fait en même temps que celle de la consommation. De 1959 à 1982, le prix de l'eau augmente à un rythme relativement peu soutenu mais constant puis connaît ensuite une phase de stagnation avant de croître de nouveau en 1991 à un rythme extrêmement soutenu.

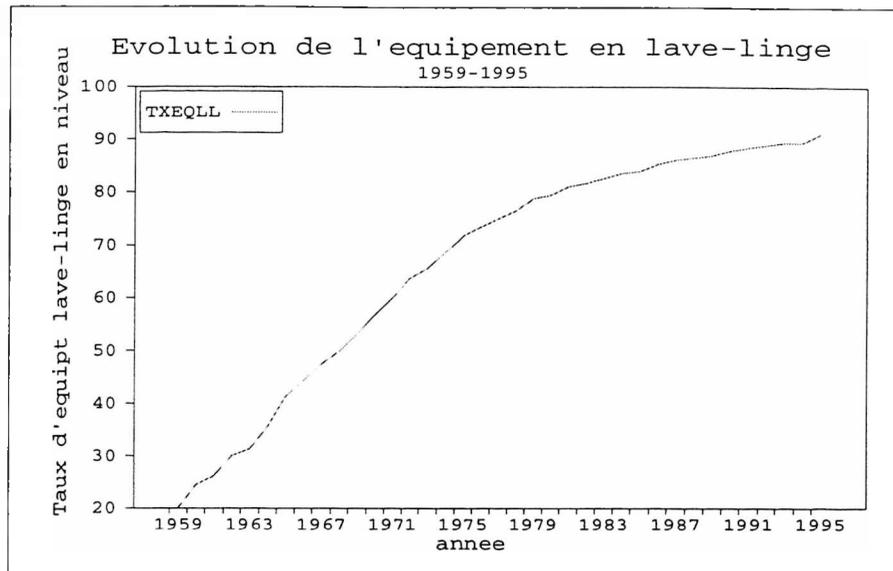
Nous avons déjà tenté de mettre en relation les évolutions de la consommation d'eau et son prix dans la première section. Nous avons conclu qu'il était difficile de montrer l'existence d'une influence du prix sur la consommation jusqu'au début des années 90. A partir de cette date, l'accélération de la hausse des prix concorde avec une stagnation puis une légère baisse de la consommation d'eau.

- **Revenu disponible brut réel**



Les phases sont ici beaucoup moins marquées. Cependant, nous pouvons distinguer la nette inflexion dans la croissance du revenu réel à partir des années 1970 ainsi que la période d'embellie conjoncturelle de 1988-1990.

- **Taux d'équipement en lave-linge**

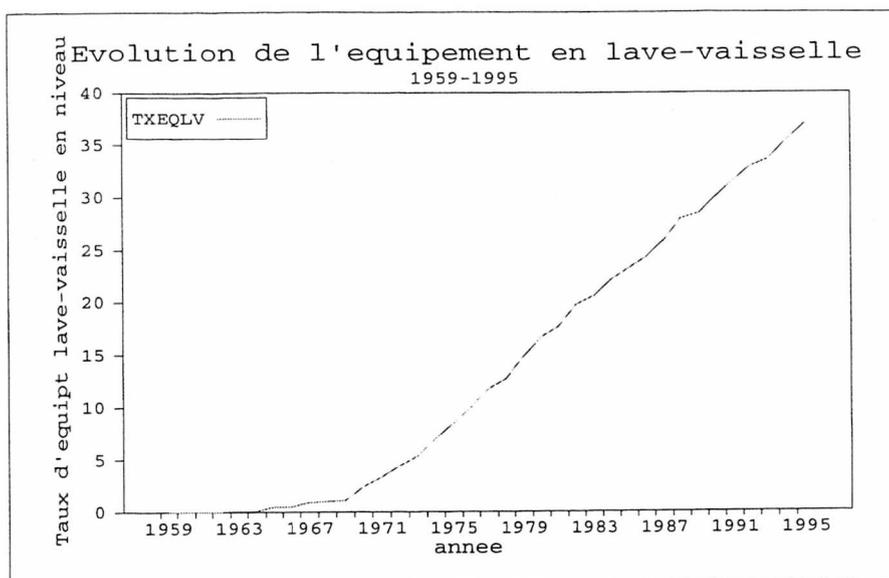


La courbe représentative de l'évolution de l'équipement en lave-linge est tout à fait classique pour un bien durable. En effet, VERGER (1985) montre que la diffusion des biens durables dans le temps suit un processus logistique.

La prise en considération de certains facteurs permet de déterminer plus précisément la forme de cette courbe logistique. Le seuil de saturation potentiel sera inférieur à 100% s'il existe des populations non concernées par la fonction remplie par le bien durable ou s'il existe des biens concurrents aussi performants. La diffusion sera d'autant plus rapide que la mise en oeuvre du bien ne nécessite pas de connaissance technique ou psychologique qui ne soit répandue universellement.

La diffusion du lave-linge a probablement été accélérée par la progression de l'activité féminine qui constitue un des éléments influant sur l'externalisation des tâches domestiques. L'équipement en lave-linge est plus faible chez les inactifs (85% contre près de 90% pour l'ensemble des ménages en 1994).

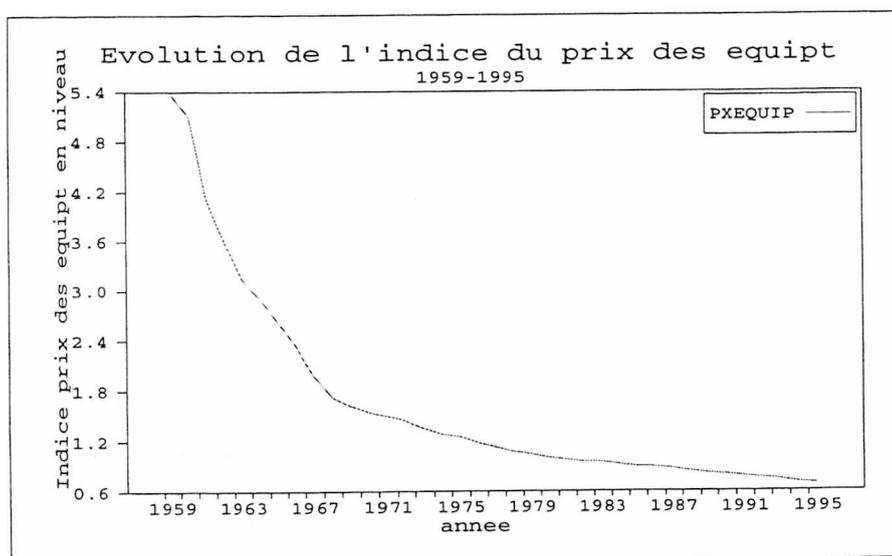
- **Taux d'équipement en lave-vaisselle**



La représentation selon une courbe logistique de l'évolution du taux d'équipement en lave-vaisselle est moins nette que pour le lave-linge. La diffusion du lave-vaisselle dans l'ensemble de la population se réalise plus lentement que pour le lave-linge et le seuil de saturation n'est pas encore atteint. Le taux d'équipement en lave-vaisselle approche les 37% en 1995.

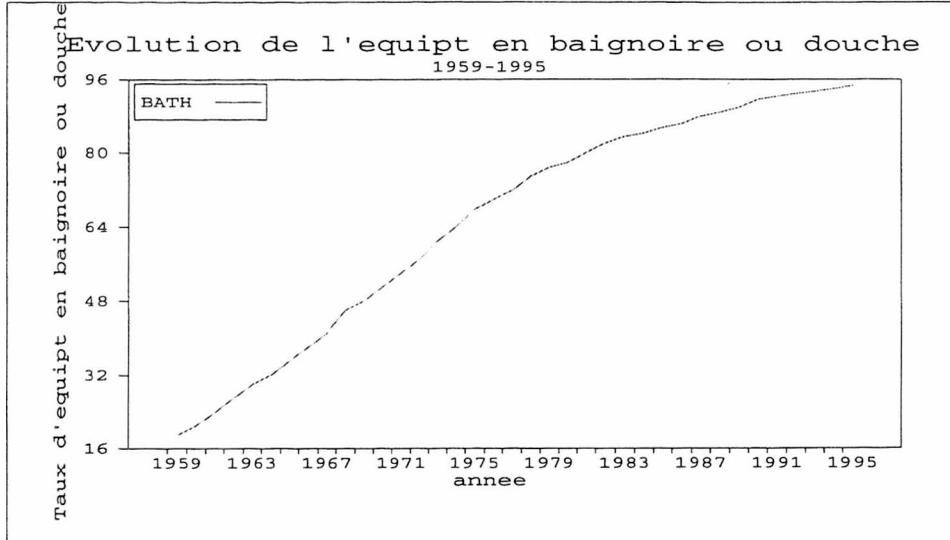
Le taux de pénétration du produit auprès des cadres supérieurs marque une inflexion. Le taux d'équipement en lave-vaisselle des cadres supérieurs était de 63,7% contre seulement 24,0% pour les inactifs et 35,4% pour l'ensemble de la population en 1994.

- **Prix relatif des équipements ménagers**



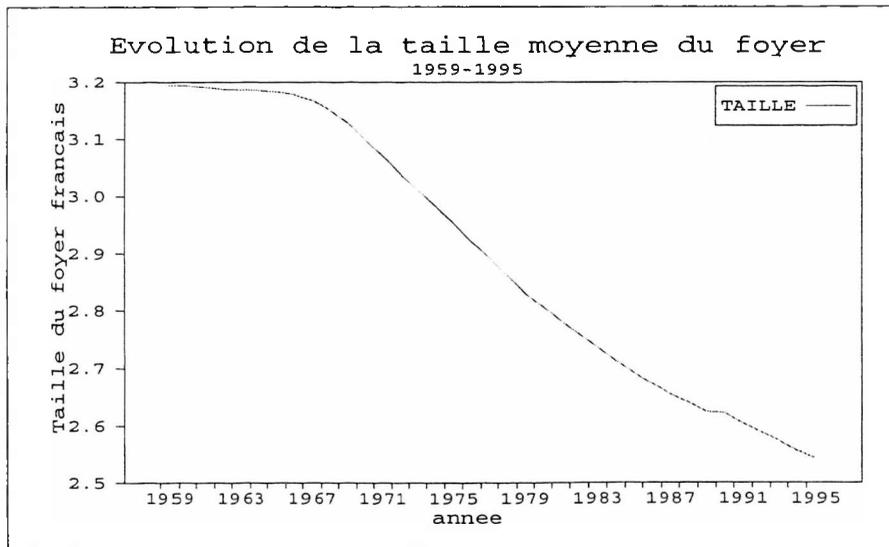
La concurrence et les économies d'échelle résultant du régime de croissance fordiste ont favorisé la baisse du prix des équipements ménagers (lave-linge, lave-vaisselle et réfrigérateur) au cours de la période d'analyse.

- **Taux d'équipement en baignoire ou douche**



L'évolution du taux d'équipement en baignoire ou douche est analogue à celle de la majorité des biens d'équipement. Elle suit bien un processus logistique avec un seuil de saturation très élevé, proche de 100%.

- **Taille moyenne des foyers**



La diminution de la taille moyenne du foyer français est imputable à des phénomènes structurels comme l'augmentation du nombre de familles monoparentales, la baisse du taux de fécondité des femmes, le différentiel d'espérance de vie entre les deux sexes...

b) Matrice des corrélations entre les variables

	CEAU	PEAU	TXEQLL	TXEQLV	REVENU	PXEQUIP	TAILLE	BATH
CEAU	1,000	0,941	0,995	0,891	0,980	-0,898	-0,946	0,994
PEAU	0,941	1,000	0,938	0,958	0,979	-0,801	-0,964	0,959
TXEQLL	0,995	0,938	1,000	0,878	0,976	-0,928	-0,934	0,994
TXEQLV	0,891	0,958	0,878	1,000	0,951	-0,694	-0,979	0,923
REVENU	0,980	0,979	0,976	0,951	1,000	-0,864	-0,974	0,990
PXEQUIP	-0,898	-0,801	-0,928	-0,694	-0,864	1,000	0,762	-0,894
TAILLE	-0,946	-0,964	-0,934	-0,979	-0,974	0,762	1,000	-0,965
BATH	0,994	0,959	0,994	0,923	0,990	-0,894	-0,965	1,000

Nous notons une forte corrélation entre toutes ces variables puisque le coefficient de corrélation n'est jamais inférieur à 0,8. Ces résultats conduisent à être vigilants sur les éventuels problèmes de colinéarité entre les variables exogènes.

4.1.2 Procédure d'estimation

Ce paragraphe se compose de deux parties, l'une exposant les résultats de l'approche par la cointégration et l'autre, ceux de l'économétrie classique.

4.1.2.1 Relations de long terme et relations de court terme

Le concept de cointégration d'ENGEL et GRANGER (1987) a précisément pour but d'expliquer d'une part, le comportement de long terme d'une série à partir d'autres dans une relation de cointégration, stable dans le temps, entre les variables non stationnaires et d'autre part, le comportement de court terme dans un modèle à correction d'erreur qui intègre un terme de rappel vers la cible de long terme, entre toutes les variables. La mise en oeuvre de ce concept se décompose en trois étapes. Le premier travail consiste à tester la stationnarité des séries pour ensuite rechercher une relation de cointégration entre ces séries et enfin la dernière étape est l'estimation du modèle à correction d'erreur.

4.1.2.1.1 Etude de la stationnarité des séries

Nous utiliserons les tests de Dickey-Fuller augmentés pour déterminer les propriétés statistiques des séries susceptibles d'affecter la consommation d'eau. L'esprit des tests de

Dickey-Fuller augmentés est de détecter la présence d'une racine unitaire dans une série, preuve de l'intégration et donc de la non stationnarité de cette série. Nous menons ces tests en estimant par les MCO :

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \varphi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Phi_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t.$$

Nous testons alors un certain nombre d'hypothèses qui peuvent être enchaînées selon la procédure mise en oeuvre par HOLDEN et PERMAN exposée ci-après.

Étape 1

Nous testons l'hypothèse suivante :

$$\begin{cases} H_0: (\alpha, \beta, \varphi) = (\alpha, 0, 0) \\ H_1: (\alpha, \beta, \varphi) \neq (\alpha, 0, 0) \end{cases}.$$

La statistique associée à ce test de FISHER est nommée φ_3 que l'on compare à la table correspondante tabulée par Dickey-Fuller. Si l'on rejette cette hypothèse nulle, nous passons à l'étape suivante n°2 mais si l'on accepte cette hypothèse nulle, nous passons directement à l'étape 4.

Étape 2

Nous testons l'hypothèse de nullité du coefficient φ :

$$\begin{cases} H_0: \varphi = 0 \\ H_1: \varphi < 0 \end{cases}.$$

La statistique du test est le ratio de Student que l'on compare à la loi normale standard. Si l'on accepte la nullité du coefficient φ alors en combinant le résultat obtenu à l'étape 1, nous concluons que le coefficient β est non nul alors que φ est nul. Dans ce cas, notre série est dite intégrée d'ordre 1 sans tendance déterministe. En revanche, si l'on rejette l'hypothèse nulle, nous passons à l'étape suivante n°3.

Etape 3

Nous savons que le coefficient φ est non nul, c'est à dire que notre série est stationnaire. Dans ce cas, nous testons la nullité de β et de α à l'aide d'un test de Student habituel pour déterminer si notre série est dite stationnaire avec une tendance déterministe et/ou avec dérive.

Etape 4

Nous testons ici aussi l'hypothèse de nullité du coefficient φ :

$$\begin{cases} H_0: \varphi = 0 \\ H_1: \varphi < 0 \end{cases}$$

A l'étape 1, nous avons supposé que la conclusion du test indiquait la nullité de β . Dans ce cas, la statistique de test est toujours le ratio de Student mais elle doit être comparée à la valeur critique théorique tabulée par Dickey-Fuller (-3,50 au seuil de 5% pour 50 observations). L'acceptation de la nullité de φ confirme également la nullité de β conclue à l'étape 1. Nous passons alors à l'étape 5.

Etape 5

Nous testons l'hypothèse jointe de nullité des trois coefficients :

$$\begin{cases} H_0: (\alpha, \beta, \varphi) = (0, 0, 0) \\ H_1: (\alpha, \beta, \varphi) \neq (0, 0, 0) \end{cases}$$

La statistique de test de Fisher est nommée φ_2 que l'on compare à la table correspondante tabulée par Dickey-Fuller. Si nous acceptons l'hypothèse nulle, nous concluons que notre série est intégrée d'ordre 1 sans dérive. Dans le cas contraire, la série est intégrée d'ordre 1 avec dérive. Dans les deux cas, nous menons l'étape 6.

Etape 6

Nous menons une seconde régression dans laquelle nous contraignons l'égalité à zéro de β . Nous testons alors l'hypothèse $(\alpha, \varphi) = (0, 0)$ pour vérifier les conclusions des tests précédents. La statistique associé à ce test de Fisher est nommée φ_1 , on la compare à la table correspondante tabulée par Dickey-Fuller.

Les tests emboîtés de stationnarité des séries

Séries (en logarithmes)	Retard (p)	Test ADF					Résultat
		φ_3	t_φ	t_β	t_α	φ_2	
Consommation d'eau	2	5,69	-1,53	-0,50	1,82	5,93	I(1) avec dérive
Prix de l'eau	2	0,74	-1,21	1,16	-0,61	5,16	I(1) avec dérive
Revenu disponible brut	2	6,53	-2,23	0,74	2,45	9,55	I(1) sans dérive
Revenu par habitant	2	6,86	-2,20	0,64	-0,51	13,69	I(1) sans dérive
Population	2	2,51	-1,80	6,57	-3,97	13,40	I(1) avec dérive
Taux d'équipement lave-linge	2	55,55	-4,50	0,03	5,98	-	I(0) avec dérive
Taux d'équipement lave-vaisselle	2	5,05	-2,67	1,38	2,74	2,82	I(1) sans dérive
Prix des équipements	1	29,26	-3,22	-0,68	-0,30	23,38	I(1) + tendance déterministe
Taille moyenne des foyers	1	7,08	-3,53	-3,32	3,48	-	I(0) + tendance déterministe
Taux d'équipement en baignoire	1	126,09	-4,17	-1,48	6,63	9,96	I(0) avec dérive

Les tests emboîtés de Dickey-Fuller ne concluent pas toujours sur les mêmes propriétés selon que les tests sont menés sur la série en niveau ou en logarithme. Leur conclusion est différente de celle déduite du corrélogramme des séries. La faible puissance des tests emboîtés de Dickey-Fuller combinée à des séries très courtes explique certainement ces résultats contradictoires.

Nous menons alors un test simple de présence d'une racine unitaire dans les séries. Ce test ne permet pas de détecter la présence d'une tendance déterministe ou d'une dérive mais il nous confirmera l'ordre d'intégration des séries.

Dans ce but, nous menons la régression $Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t$ dans laquelle nous testons l'hypothèse nulle d'égalité à un du coefficient ρ . La statistique du test est le ratio de Student que l'on compare à la loi tabulée par Dickey-Fuller. Si nous acceptons l'hypothèse nulle, la série est dite intégrée d'ordre un.

Les tests simples de stationnarité des séries

Séries (en logarithmes)	Test DF	Résultat
	t_p	
Consommation d'eau	0,15	I(1)
Population	3,15	I(1)
Taille moyenne foyers	-1,93	I(1)
Revenu disponible brut	1,28	I(1)
Revenu par habitant	-1,91	I(1)
Prix de l'eau	-1,59	I(1)
Prix des équipements	-8,60	I(0)
Taux d'équipement lave-linge	0,50	I(1)
Equipement lave-vaisselle	0,76	I(1)
Taux d'équipement en baignoire	0,21	I(1)

Les tests simples de Dickey-Fuller conduisent à des conclusions en accord avec les graphiques des autocorrélations totales (Cf. annexe 1). Il apparaît que les principales séries économiques susceptibles d'influencer la consommation d'eau sont non stationnaires.

4.1.2.1.2 Estimation de la relation de cointégration

On s'intéresse ici à la recherche d'une relation de long terme entre des variables non-stationnaires. La non-stationnarité d'une variable signifie que sa variance augmente indéfiniment dans le temps, c'est à dire qu'à long terme, la série dévie de son sentier d'équilibre. La relation de cointégration, stable dans le temps, entre des variables non-stationnaires revient à rechercher une relation d'équilibre de long terme entre ces variables dès que le résidu de cette relation est stationnaire.

Ce test de cointégration entre les séries X et Y est mené en estimant tout d'abord par les MCO une relation statique de long terme de la forme :

$$Y_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta}X_t + \hat{\varepsilon}_t$$

où $\hat{\varepsilon}_t$ est le résidu estimé de l'équation cointégrante.

Puis on estime par les MCO :

$$\Delta \hat{\epsilon}_t = \hat{\phi} \hat{\epsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \hat{\phi}_i \Delta \hat{\epsilon}_{t-i}.$$

L'hypothèse nulle de non-cointégration teste l'égalité à 0 du coefficient ϕ .

La statistique du test est toujours le ratio de Student mais elle n'est plus comparée aux tables de Dickey-Fuller car le résidu est une série non observée. PHILLIPS et OULIARIS ont tabulé de nouvelles tables dont la valeur critique théorique vaut au seuil de 5%, -3,76 pour deux variables explicatives et une constante et -3,36 pour une variable explicative et une constante. Si le ratio de Student calculé est inférieur à cette valeur alors on rejette l'hypothèse nulle et les variables sont bien cointégrées.

Les tests de cointégration

Relation statique	Test statistique t_ϕ	Résultat
Consommation d'eau et revenu disponible $\log \text{CEAU}_t = -1.88 + 1.12 \log \text{REVENU}_t$	-0,08	non-cointégration à 15%
Consommation d'eau et revenu par habitant $\log \text{CEAU}_t = 10,66 + 1.41 \log \text{RPC}_t$	-0,53	non-cointégration à 15%
Consommation d'eau, revenu disponible et prix de l'eau $\log \text{CEAU}_t = -4.58 + 1.39 \log \text{REVENU}_t - 0.26 \log \text{PEAU}_t$	-0,98	non-cointégration à 15%
Consommation d'eau, revenu disponible et temps $\log \text{CEAU}_t = -7.00 + 1.68 \log \text{REVENU}_t - 0.01t$	-2,92	non-cointégration à 15%

Aucune relation de long terme entre la consommation d'eau et le revenu d'une part et entre la consommation d'eau, le revenu et le prix de l'eau d'autre part n'est mise en évidence.

MAUREL et BLOCH (1991) qui étudient la relation entre la consommation totale des français, le revenu et l'inflation des prix à la consommation sur données trimestrielles de 1970-1989 ne trouvent pas non plus de relation de long terme. En revanche, l'introduction du trend temporel leur a permis de trouver une relation de cointégration entre la consommation totale et le revenu.

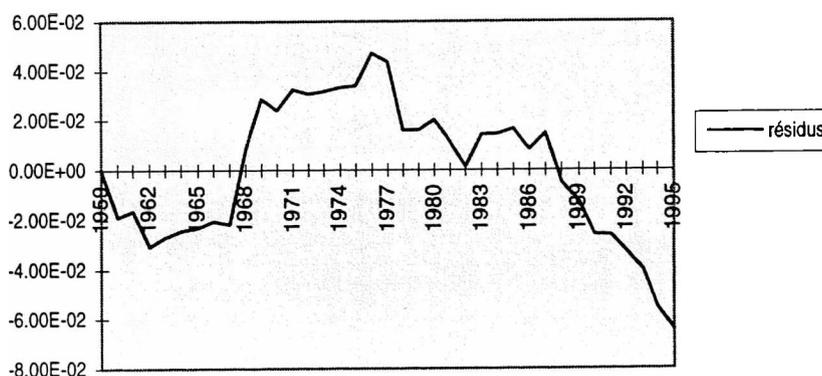
JAMET (1996) ne parvient pas non plus à mettre en évidence une relation de cointégration entre la consommation et le revenu jusqu'en 1995 mais montre en revanche qu'il existe des relations avec rupture. Elle propose à cet effet une stratégie pour tester l'existence d'une relation de long terme avec rupture et déterminer la date de rupture afin d'estimer le modèle qui comporte désormais deux équilibres différents, l'un avant la date de rupture et l'autre après.

Nous allons suivre sa démarche pour tester l'existence de telles relations entre la consommation d'eau, le revenu et le prix de l'eau.

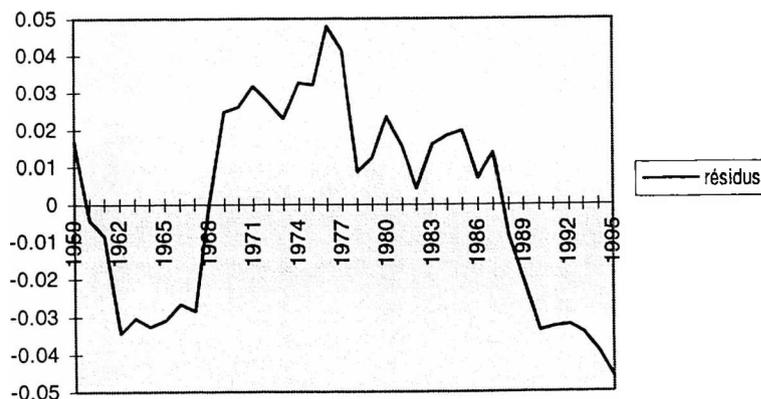
4.1.2.1.3 Recherche d'une relation de cointégration avec rupture

- Examen préalable des résidus des relations de cointégration

Résidus de la relation de cointégration entre consommation d'eau et revenu, estimée par les MCO



Résidus de la relation de cointégration entre consommation d'eau, revenu et prix, estimée par les MCO



La présence d'une rupture potentielle dans la relation de cointégration se détecte par une variation de la moyenne des résidus. On remarque sur les deux graphiques deux ruptures très

nettes, en 1968 et en 1989. La rupture de 1989 correspond à la période au début de laquelle le prix de l'eau a connu une forte accélération et la consommation d'eau une stagnation.

Les graphiques des résidus semblent donc justifier la recherche d'une relation de long terme avec rupture.

Le concept de cointégration proposé par ENGEL et GRANGER permet d'estimer une relation de long terme, stable dans le temps, entre des séries non stationnaires. Or, GREGORY, NASON et WATT (1994) ont montré que le test de cointégration classique tel que nous l'avons mené, a une puissance plus faible quand la relation de cointégration contient une rupture, c'est à dire que l'on accepte à tort l'hypothèse nulle de non-cointégration.

Il convient alors de vérifier si l'acceptation de l'hypothèse nulle de non-cointégration n'est pas imputable à la faiblesse de la puissance du test de cointégration classique lorsque la relation renferme une rupture, tel que semble le suggérer les graphiques des résidus.

- *Présentation rapide de la stratégie mise au point par Stéphanie JAMET (1996).*
 - Etape 1 : Existence d'une relation de cointégration classique ? Stabilité de cette relation de cointégration, si elle existe.
 - Etape 1 bis : Existence d'une relation de cointégration avec rupture si la réponse à l'une de deux questions précédentes est négative ? Si la réponse à l'étape 1 bis est négative alors nous concluons à l'absence de cointégration et la procédure est achevée. Sinon, on passe à l'étape suivante.
 - Etape 2 : Estimation de la date de rupture.
 - Etape 3 : Identification des éléments instables.
 - Etape 4 : Estimation de la relation de cointégration sur deux sous-périodes.
 - Etape 5 : Caractéristiques de la relation sur chaque sous période.

Nous suivons cette stratégie en exposant succinctement en quoi consiste chaque étape¹.

¹ Toutes ces étapes peuvent être réalisées à partir de la librairie COINT du logiciel GAUSS.

Etape 1

1) Le test d'existence d'une relation de cointégration classique, stable dans le long terme est le test ADF que nous avons mis en oeuvre dans la section précédente. Nous concluons à l'absence de relation de long terme entre la consommation d'eau, le revenu et le prix de l'eau.

2) La question de l'instabilité de la relation de cointégration est résolue par les trois tests d'instabilité des paramètres de HANSEN (1992). Ces trois tests correspondent à différents types d'instabilité de la relation mais dans chacun d'entre eux, la date de rupture est inconnue.

L'hypothèse nulle de stabilité des paramètres est commune à ces trois tests, elle a pour forme générale :

$$y_t = A_t x_t + u_{1t}, \quad t = 1, \dots, n \text{ où le coefficient } A_t \text{ dépend du temps.}$$

Les statistiques de test ont pour base une statistique de référence qui est celle d'un test d'existence d'une rupture à une date connue :

$$F_{nt} = \text{vec}(S_{nt})' (\Omega_{1,2} \otimes V_{nt})^{-1} \text{vec}(S_{nt})$$

$$\text{où } S_{nt} = \sum_{i=1}^t \hat{s}_i \text{ avec } \hat{s}_i = x_i \hat{u}_{1i}' - \begin{pmatrix} 0 \\ \hat{\Lambda}_{21}^+ \end{pmatrix}$$

$\Omega_{1,2}$ est la matrice de variance de long terme de u_{1t} conditionnellement à u_{2t} ,

$$V_{nt} = M_{nt} - M_{nt} M_{nt}^{-1} M_{nt}, \text{ avec } M_{nt} = \sum_{i=1}^t x_i x_i'$$

Les trois types d'instabilité correspondent aux hypothèses alternatives et à la statistique de test suivantes :

Ha1 : les paramètres ont une rupture unique à une date connue.

$$\text{SupF} = \sup_{t/n \in T} F_{nt}.$$

Ha2 : les paramètres évoluent continûment avec le temps et suivent une martingale, la variance du paramètre dépend du temps.

$$\text{MeanF} = \frac{1}{n} \sum_{t/n \in T} F_{nt}.$$

Ha3 : les paramètres évoluent continûment et constamment avec le temps.

$$Lc = \text{tr} \left\{ M_{nn}^{-1} \sum_{t=1}^n S_t \Omega_{1,2}^{-1} S_t' \right\}.$$

L'objectif de ces tests est de détecter l'instabilité d'une relation de long terme. Dans notre cas, ces tests n'ont pas de sens puisqu'on ne trouve aucune relation de cointégration entre la consommation d'eau, le revenu et le prix de l'eau alors elle ne peut forcément pas être caractérisée de stable ou d'instable.

Etape 1 bis

L'absence de relation de cointégration stable selon la méthode d'ENGEL & GRANGER et l'observation des graphiques des résidus résultant de l'estimation de ces relations justifient la recherche de l'existence d'une relation de long terme avec rupture.

Cette question est résolue par les tests de GREGORY-HANSEN (1996). Les auteurs distinguent différents modèles selon la partie de la relation de cointégration affectée par la rupture.

Le changement de régime est introduit dans la relation de long terme par une variable indicatrice :

$$\begin{cases} \varphi_{t\tau} = 0 & \text{si } t \leq [n\tau] \\ \varphi_{t\tau} = 1 & \text{si } t > [n\tau] \end{cases}'$$

avec τ désignant la date de rupture inconnue qui survient dans la relation de cointégration.

Modèle (C) : rupture sur la constante μ .

$$y_t = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + Ax_t + u_t, \quad t=1, \dots, n.$$

Modèle (C/T) : tendance et rupture sur la constante μ .

$$y_t = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \beta t + Ax_t + u_t, \quad t=1, \dots, n.$$

Modèle (C/S) : rupture sur l'ensemble du vecteur de cointégration.

$$y_t = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + A_1 x_t + A_2 x_t \varphi_{t\tau} + u_t.$$

Le test se pose de façon similaire pour les trois modèles :

H0 : les résidus estimés ne sont pas stationnaires, absence de cointégration.

Ha : les résidus estimés sont stationnaires mais proviennent de deux régressions, existence d'une relation de cointégration avec rupture.

Les statistiques de test sont calculées sur tout l'échantillon, en augmentant séquentiellement la date de rupture supposée, à partir des tests de DICKEY-FULLER augmenté (ADF) et de PHILLIPS, Z_α et Z_t . Ces statistiques sont :

$$Z_\alpha^* = \inf_{\tau \in T} Z_\alpha(\tau),$$

$$Z_t^* = \inf_{\tau \in T} Z_t(\tau),$$

$$ADF^* = \inf_{\tau \in T} ADF(\tau)$$

**Résultats des tests d'existence de relation de cointégration
avec rupture entre consommation d'eau et revenu**

Modèle	C	C	C
Existence	Z_{α}^*	Z_t^*	ADF*
	-13,63	-2,74	-2,36
	non	non	non
Modèle	C/T	C/T	C/T
Existence	Z_{α}^*	Z_t^*	ADF*
	-18,98	-3,79	-3,34
	non	non	non
Modèle	C/S	C/S	C/S
Existence	Z_{α}^*	Z_t^*	ADF*
	-19,95	-3,90	-3,57
	non	non	non

**Résultats des tests d'existence de relation de cointégration
avec rupture entre consommation d'eau, revenu et prix de l'eau**

Modèle	C	C	C
Existence	Z_{α}^*	Z_t^*	ADF*
	-18,67	-3,42	-2,64
	non	non	non
Modèle	C/T	C/T	C/T
Existence	Z_{α}^*	Z_t^*	ADF*
	-25,75	-4,19	-3,19
	non	non	non
Modèle	C/S	C/S	C/S
Existence	Z_{α}^*	Z_t^*	ADF*
	-28,96	-5,44	-3,30
	non	non	non

On conclut qu'il n'existe pas non plus de relation de cointégration avec rupture. Ceci signifie que l'on n'arrive pas à mettre en évidence une quelconque relation entre la consommation d'eau, le revenu disponible et le prix de l'eau dans le long terme.

Nous ne pouvons donc pas poursuivre la stratégie proposée par JAMET. Nous exposons juste à titre indicatif en quoi consistent les dernières étapes.

Etape 2

L'estimation de la date de rupture est faite par la méthode de GREGORY-HANSEN. On estime cette date de rupture par le point de l'échantillon qui correspond aux plus petites valeurs des statistiques de test d'existence d'une relation de cointégration avec rupture Z_{α}^* , Z_t^* et ADF^* .

Etape 3

Les éléments instables de la relation de cointégration sont identifiés par les tests de HANSEN (1992) présentés précédemment.

Etape 4

La relation de cointégration est estimée sur les deux sous-périodes par la méthode Fully-Modified proposée par PHILLIPS et HANSEN (1990) car elle permet l'inférence statistique. L'estimation de la relation de long terme sur les deux sous-périodes ne peut être menée que si la date de rupture n'est pas trop proche des bornes de l'échantillon.

Etape 5

On doit vérifier la stationnarité des résidus estimés pour la relation de cointégration sur chaque sous-période ainsi que la stabilité de ces deux relations. On réitère en fait la méthode présentée sur la relation de chaque sous-période afin de détecter une éventuelle autre date de rupture.

- *Résultats de la méthode*

Nous ne parvenons pas à mettre en évidence une relation de long terme entre la consommation d'eau, le revenu disponible et le prix de l'eau, qu'elle soit stable ou qu'elle comporte une rupture. D'un point de vue théorique, ce résultat ne paraît pas aberrant. En effet, il apparaît insuffisant d'expliquer la consommation d'eau uniquement par le revenu, même dans un horizon de long terme. Certes le revenu peut expliquer la consommation totale puisque à long terme, conformément à l'hypothèse du revenu permanent, les agents consomment tout leur revenu. Mais en ce qui concerne la consommation d'eau, d'autres facteurs que le revenu et apparemment même que le prix de l'eau doivent être pris en compte.

D'un point de vue empirique, comme beaucoup d'outils économétriques, la méthode de recherche d'une relation de cointégration avec rupture est réellement efficace dès que la taille de l'échantillon dépasse une centaine d'observations et que le nombre de variables explicatives ne dépasse pas deux. L'absence de résultats peut alors peut-être également s'expliquer par le petit nombre d'observations sur lequel s'applique la méthode.

Etant donné que nous ne trouvons pas de relation de cointégration, stable ou non, le fait de procéder à la dernière étape de la procédure d'ENGEL et GRANGER, à savoir l'estimation du modèle à correction d'erreur, autrement dit intégrant l'estimation des coefficients de court terme, ne se justifie pas.

Ce modèle à correction d'erreur aurait été de la forme :

$$\Delta \ln \text{CEAU}_t = a_1 \Delta \ln \text{REVENU}_t + a_2 \Delta \ln \text{REVENU}_{t-1} + b_1 \Delta \ln \text{PEAU}_t + b_2 \Delta \ln \text{PEAU}_{t-1} + c_1 \Delta \ln \text{CEAU}_{t-1} + d_1 \ln \text{TAILLE}_t + d_2 \ln \text{PXEQUIP}_t + d_3 \ln \text{BATH}_t + e_1 \ln \text{TXEQLL} + e_2 \ln \text{TXEQLV} - \lambda \text{residus}_{t-1} + \eta_t$$

Ce modèle est ainsi nommé car il intègre le terme à correction d'erreur, représenté par les résidus de la relation de cointégration retardés d'une période, qui permet à la relation entre les variables de persister à long terme. Je suppose que si nous avions trouvé une relation de cointégration avec rupture, nous aurions introduit une variable indicatrice permettant d'associer à chaque sous-période le résidu qui lui correspond.

L'approche par la cointégration n'ayant pu déboucher sur l'estimation des coefficients de long terme et de court terme, nous allons toutefois essayer d'obtenir une estimation des coefficients de court terme par le recours à l'économétrie classique sur séries temporelles.

L'absence de résultats probants à partir de l'approche par la cointégration renvoie également au fait que le revenu et le prix de l'eau sont insuffisants pour expliquer à eux seuls la consommation d'eau.

4.1.2.2 Inférence statistique classique

4.1.2.2.1 Estimation

Le modèle explicatif de la consommation d'eau en volume est spécifié en terme d'ajustement partiel. La première estimation du modèle de demande conduit aux résultats suivants :

Estimation par les MCO sur la période 1976-1995
Variables en logarithmes

Variabiles explicatives	Coefficients estimés	T de Student
Constante	-13,56*	3,00
Consommation d'eau retardée $(t-1)$	0,14	0,82
Population	1,97*	4,22
Prix de l'eau	-0,20*	4,73
Revenu par tête	0,15	1,23
Taux d'équipement en lave-linge	0,06	0,35

* indique les variables significatives au seuil de 5% au regard du test de Student.

Cependant, comme la majorité des variables composant ce modèle sont non stationnaires, l'estimateur des MCO est dit super-convergent. Ceci conduit à ne plus pouvoir utiliser les statistiques usuelles pour conclure sur la significativité des coefficients puisque les tables usuelles conduisent à rejeter trop souvent l'hypothèse nulle de non significativité du coefficient estimé. Ce problème est connu sous le nom de "régression fallacieuse". Les résultats de la régression ci-dessus ne peuvent donc pas être interprétés.

Une variable non stationnaire est aussi dite intégrée, un moyen pour la rendre stationnaire est de la différencier. Pour utiliser les méthodes économétriques standards, il nous faut auparavant différencier toutes les variables non stationnaires du modèle à ajustement partiel. Le modèle retenu pourra alors être estimés par les MCO à condition que les résidus vérifient toutes les bonnes hypothèses du modèle de régression multiple.

La forme du modèle de départ devient :

$$\Delta \ln CEAU_t = cte + \beta_1 \Delta \ln PEAU_t + \beta_2 \Delta \ln POP_t + \beta_3 \Delta \ln RPC_t + \beta_4 \Delta \ln TXEQLL_t + \beta_5 \Delta \ln TXEQLV_t + \beta_6 \Delta \ln PEQUIP_t + \beta_7 \Delta \ln TAILLE_t + \beta_8 \Delta \ln BAIN_t + \varepsilon_t$$

Estimation par les MCO sur la période 1970-1995
Variables différenciées

Variables explicatives	Coefficients estimés	T de Student
Prix de l'eau	-0,32*	2,99
Taux d'équipement en lave-linge	0,58**	1,98
Taux d'équipement lave-vaisselle	0,07**	1,70
Prix des équipements	-0,33*	2,00
n=26	R ² =0,84	DW=2,12

* indique les variables significatives selon le critère de Student au seuil de 5%.

** indique les variables significatives selon le critère de Student au seuil de 10%.

Nous avons mené la régression sur la période 1970-1995 car les graphiques des séries semblent illustrer qu'avant cette date, la relation entre la consommation d'eau et les autres variables risque de ne pas être stable, par ailleurs le changement de base des Comptes Nationaux en 1970 incite à manipuler les chiffres des séries avant cette date avec prudence. Enfin, il apparaît une rupture dans l'évolution des taux d'équipement, du prix des équipements et de la taille moyenne du foyer.

Nous vérifions cette observation par un test de CHOW de stabilité des coefficients estimés avant 1970 puis après cette date. La statistique de CHOW vaut 3,70. Nous rejetons donc l'hypothèse de stabilité des coefficients au seuil de 5%, c'est pourquoi nous préférons estimer notre relation sur la sous-période 1970-1995.

Nous vérifions que les résidus estimés vérifient toutes les bonnes hypothèses du modèle de régression multiple, notamment l'absence d'autocorrélation des résidus à l'aide du test de LJUNG-BOX. La statistique de ce test est égale à 1,48. Nous acceptons l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation des résidus au seuil de 5%. Les coefficients estimés par les MCO sont bien convergents et non biaisés.

4.1.2.2 Le test J de DAVIDSON-MACKINNON

Jusqu'ici, nous avons spécifié notre modèle en logarithmes conformément à la spécification retenue par de nombreux auteurs. Il convient cependant de vérifier que cette spécification est plus adéquate que celle en niveau avant d'interpréter les résultats obtenus.

Ce test permet justement de conclure sur la spécification à retenir : prendre les variables en logarithme ou en niveau. Ces deux modèles n'étant pas emboîtés, les auteurs proposent de fabriquer un surmodèle qui englobent les deux modèles.

Le premier modèle est constitué des variables prises en logarithmes regroupées dans un vecteur X . Pour le second modèle, nous retenons les variables en niveau dans un vecteur Z . Le surmodèle englobant les deux modèles précédents s'écrit alors :

$$y = (1 - \alpha)X\beta + \alpha(Z\gamma) + \varepsilon .$$

Le choix entre ces deux modèles revient alors à tester la nullité du coefficient α . En effet, si α est non significatif, cela signifie intuitivement que les variables en niveau ne sont pas les bonnes variables explicatives.

Le problème est que le coefficient α ne peut pas être estimé directement à partir de ce surmodèle sous-identifié. La procédure du J test comprend alors deux étapes. Dans la première, on estime le vecteur γ en régressant y sur Z par les moindres carrés ordinaires et dans la deuxième, on régresse le vecteur y sur les variables X et $Z\hat{\gamma}$.

On peut alors mener un test asymptotique sur la significativité du coefficient α . Asymptotiquement, le ratio de Student associé au coefficient α suit une loi Normale à laquelle on se réfère pour conclure le test. Si la statistique de Student calculée pour le coefficient α est inférieure à la statistique théorique de la loi normale, nous acceptons l'hypothèse nulle et le bon modèle sera celui spécifié en logarithme.

Dans notre cas, il s'agit de choisir entre une spécification en niveau ou en logarithme de toutes les variables y compris la variable expliquée. Or, le test proposé par Davidson et McKinnon suppose que la variable reste identique quelle que soit la spécification retenue en terme de variables explicatives. Nous avons mené le test dans les deux cas, en prenant tout d'abord le niveau de la variable expliquée puis le logarithme de cette dernière.

Le ratio de Student associé au coefficient α vaut 0,42. Il est inférieur à 1,96, valeur théorique de la loi normale au seuil de 5% alors on accepte l'hypothèse nulle de non significativité du coefficient. **Nous pouvons donc conserver notre spécification en logarithmes pour toutes les variables.**

4.1.2.2.3 Influence des variables explicatives sur la demande d'eau

Puisque la spécification en logarithme est correcte, nous pouvons maintenant interpréter les coefficients obtenus après différenciation des variables non stationnaires.

La valeur du coefficient de détermination (R^2) précise que 84% de la variance de la consommation d'eau est expliquée par notre modèle. Le coefficient associé à la variable prix de l'eau différencié est égal à -0,32. Ce coefficient est significatif au regard du critère de Student au seuil de 5%.

L'élasticité-prix de la demande ϵ se calcule habituellement :

$$\epsilon = \frac{\frac{\Delta x_{\text{eau}}}{x_{\text{eau}}}}{\frac{\Delta P_{\text{eau}}}{P_{\text{eau}}}}$$

où x_{eau} est la demande d'eau et P_{eau} est le prix de l'eau.

Or, la différence du logarithme s'écrit aussi de la façon suivante :

$$\Delta \log X = 1 + \frac{\Delta X}{X}.$$

Ainsi, le coefficient associé au prix de l'eau correspond bien à l'élasticité-prix de la demande. Le coefficient -0,32 s'interprète donc comme l'élasticité-prix de court terme. Une hausse de 1% du prix de l'eau engendre une diminution de 0,32% de la consommation d'eau dans un horizon de court terme.

4.1.2.2.4 Le test de CHOW

Ce test doit permettre de poursuivre notre objectif de départ, tester une possible rupture dans le comportement des consommateurs. Le test cherche à vérifier si la baisse des volumes d'eau consommés dès la fin des années 80 est imputable à un changement de comportement des consommateurs.

Le test de CHOW (1960) permet précisément de vérifier la stabilité du comportement des agents économiques dans le temps en détectant une modification de l'estimation des coefficients entre deux sous périodes. Au regard des graphiques, la date de rupture n'étant pas explicite, nous la faisons varier de 1988 à 1991.

L'hypothèse nulle du test est la stabilité des coefficients estimés avant et après la date de rupture :

$$\begin{cases} H_0: B_1 = B_2 \\ H_1: B_1 \neq B_2 \end{cases}$$

où B_1 est l'ensemble des coefficients estimés sur la première sous-période et B_2 , l'ensemble des coefficients estimés sur la seconde sous-période.

Cependant, la seconde période comporte davantage de coefficients à estimer que d'observations. Il faut alors mener un test de CHOW comportant un des deux sous-échantillons sous-dimensionné modifiant à la marge la statistique de test. Dans ce cas, on considère simplement que la somme des carrés des erreurs est nulle pour la seconde sous-période, la statistique s'écrit alors :

$$Q_c = \frac{SCR_t - SCR_1}{SCR_1} * \frac{NOBS_1 - NREG}{NOBS_2} \rightarrow F(NOBS_2, NOBS_1 - NREG)$$

où SCR_t est la somme des carrés des résidus sur l'ensemble de l'échantillon,
 SCR_1 , la somme des carrés des résidus sur la première période,
 $NOBS_1$, le nombre d'observations de la première période,
 $NOBS_2$, le nombre d'observations de la seconde période,
 $NREG$, le nombre de variables exogènes.

La statistique de Fisher est égale à 0,69 pour la date de rupture de 1990. Le test de CHOW conclut contrairement à ce que laisser entrevoir les graphiques, à la **stabilité des coefficients** et donc du comportement de consommation des ménages pendant cette période.

4.1.3 Conclusion

L'approche par la cointégration, première méthode d'estimation utilisée, avait pour but le calcul à la fois des coefficients de court terme et des coefficients de long terme. Les limites technique (séries trop courtes) et théorique (tenant à l'impossibilité d'expliquer la consommation d'eau exclusivement par le revenu) n'ont pas permis de déboucher sur des estimations satisfaisantes des coefficients de long terme et de court terme. La mise en oeuvre de la recherche d'une relation de cointégration avec rupture n'a pas non plus abouti ce qui n'a pas permis de confirmer l'éventuelle rupture.

Après transformation des variables non stationnaires, nous avons alors eu recours à des méthodes plus traditionnelles de l'économétrie sur séries temporelles pour estimer les coefficients de court terme. Nous avons conclu que l'élasticité de court terme de la demande d'eau à son prix s'établissait à -0,32 soit une valeur assez élevée au regard de la nature du bien

en particulier parce que l'inclusion dans les charges du logement fait que le prix de l'eau n'est pas directement visible par une partie importante des ménages.

L'approche micro-économique semble donc s'imposer à la vue de ces résultats. Elle est de toute façon nécessaire pour compléter les résultats obtenus sur séries temporelles et obtenir les estimations de l'élasticité de long terme. En outre, le fait que les données individuelles concernent plusieurs milliers de ménages devrait permettre de bénéficier des propriétés asymptotiques des outils de l'économétrie.

4.2 Approche micro-économique sur données individuelles

L'étude empirique sur données individuelles est nécessaire à double titre : pour améliorer l'adéquation des résultats au problème posé et pour estimer les coefficients de long terme en complément des estimations des coefficients de court terme obtenus à partir des données temporelles.

Par ailleurs, les séries temporelles sont des données agrégées et se caractérisent par l'existence de tendances traduisant une certaine inertie dans les phénomènes étudiés. Ces deux caractéristiques ont pour conséquence une faible variabilité des séries et donc une difficulté pour mesurer les effets de la variation d'une série sur une autre.

De plus, la sensibilité des ménages au prix de l'eau devrait être plus forte pour les ménages qui disposent d'une facture individuelle alors que les données macro-économiques incluent les dépenses d'eau de l'ensemble des ménages, y compris pour les personnes habitant en appartements pour lesquels l'eau est comprise dans l'ensemble des charges.

En conséquence, outre le besoin de calculer les coefficients de long terme, il apparaît nécessaire d'étudier la fonction de demande d'eau sur données individuelles. En effet, le problème théorique relevant de l'analyse micro-économique, il semble plus juste de mener l'étude empirique sur des données dont le niveau d'observation est cohérent avec celui de la spécification du modèle théorique. L'analyse micro-économique est réalisée à partir des enquêtes Budgets de famille de l'INSEE sur deux échantillons de plusieurs milliers de ménages.

L'objectif majeur de cette section réside dans le calcul des coefficients de long terme. A cet effet, nous disposons de deux vagues de l'enquête Budgets de Famille (1989 et 1995). Par ailleurs, cette double estimation permettra de tester l'évolution de la sensibilité des consommateurs au prix de l'eau suite à la dérive des tarifs observée depuis le début des années 1990.

4.2.1 Spécification du modèle

la spécification du modèle s'inspire des travaux de CHICOINE et RAMAMURTHY (1986). Les variables susceptibles d'entrer dans la composition du vecteur des variables explicatives de la demande d'eau.

- **Prix de l'eau**

Toutes choses égales par ailleurs, nous pouvons nous attendre à ce que la consommation d'un ménage soumis à un prix élevé soit plus faible que la consommation d'un ménage soumis à un prix plus faible.

- **Revenu par unité de consommation du ménage**

Le revenu par unité de consommation, calculé sur la base de l'échelle d'Oxford, reflète de façon plus juste la richesse du ménage et traduit l'effet revenu.

- **Nombre d'adultes inactifs**

Le nombre d'adultes inactifs est une des trois variables traduisant l'effet de la taille du ménage.

- **Nombre d'adultes actifs**

On attend un coefficient positif mais plus faible que celui associé au nombre d'adultes actifs, une partie plus importante de la consommation d'eau étant reportée à l'extérieur.

- **Nombre d'enfants**

Troisième variable traduisant l'effet de la taille du ménage, on attend pour le nombre d'enfants un coefficient plus faible que ceux associés au nombre d'adultes.

- **Equipement en lave-linge**

- **Equipement en lave-vaisselle**

- **Logement individuel**

Le fait de disposer d'un logement individuel conduit à payer sa propre consommation d'eau et non un montant reflétant la consommation moyenne des copropriétaires, ce qui devrait inciter les ménages concernés à surveiller davantage leur consommation. La grande majorité des ménages retenus (parce qu'ils disposent d'une facture d'eau individualisée) dans les échantillons tirés des enquêtes INSEE habitent un logement individuel.

- **Statut d'occupation du logement : propriétaire**

- **Variables reflétant l'absence de confort (en cuisine, baignoire, chauffage)**

Puisque nous avons vu que la consommation d'eau la plus importante était due à l'utilisation de la baignoire, de la douche et des sanitaires, leur absence doit engendrer une baisse de la consommation d'eau parmi les ménages n'étant pas doté de ce confort.

Un certain nombre des variables présentées ci-dessus sont des variables indicatrices prenant la valeur 1 si le ménage possède la caractéristique et 0 sinon. Pour les éléments de confort, la modalité minoritaire (l'absence de l'élément) se voit affectée de la valeur 1 pour faciliter l'interprétation des autres coefficients.

La dépense en eau pour le ménage i sera alors fonction des variables suivantes :

$$\log \text{DEPVOL}_i = \alpha_1 + \alpha_2 \log \text{PX}_i + \alpha_3 \log \text{REVUC}_i + \alpha_4 \text{LLINGE}_i + \alpha_5 \text{LVAISS}_i + \alpha_6 \text{NADULTA}_i + \alpha_7 \text{NADULTN}_i + \alpha_8 \text{NM14A}_i + \alpha_9 \text{NBPHAB}_i + \alpha_{10} \text{LOG_IND}_i + \alpha_{11} \text{STAT_PROP} + \alpha_{12} \text{CONF_CUIS}_i + \alpha_{13} \text{CONF_BAI}_i + \alpha_{14} \text{CON_CHA}_i + \varepsilon_i$$

où :

- DEPVOL = volume d'eau dépensé
- PX = prix de l'eau
- REVUC = revenu par unité de consommation
- LLINGE = équipement en lave-linge du ménage i ,
- LVAISS = équipement en lave-vaisselle du ménage i ,
- NADULTA = nombre d'adultes actifs,
- NADULTN = nombre d'adultes inactifs,
- NM14A = nombre d'enfants de moins de 14 ans,
- NBPHAB = nombre de pièces dans le logement,
- LOG_IND = logement individuel,
- STA_PROP = statut propriétaire,
- CONF_CUI = logement non-équipé d'une cuisine,
- CONF_BAI = logement non-équipé d'une baignoire,
- CONF_CHA = logement non-équipé du chauffage.

4.2.2 Présentation des données

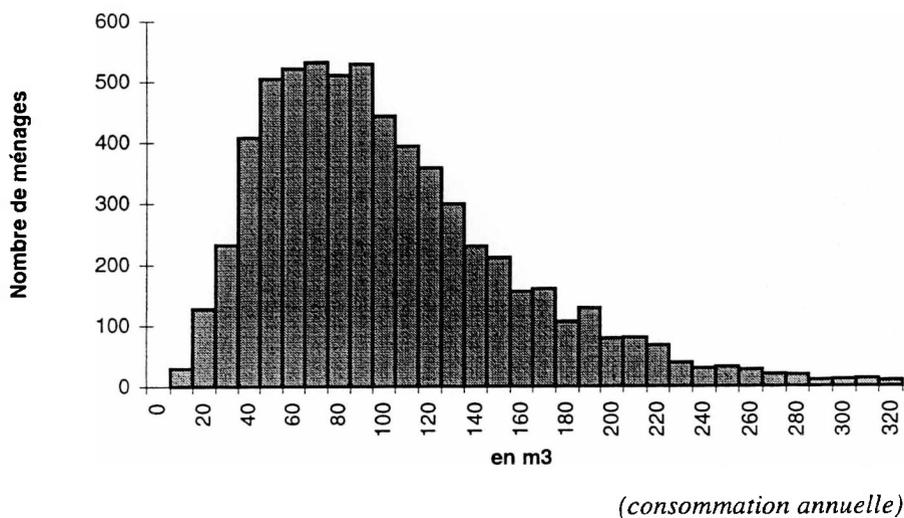
Les données pour l'application empirique proviennent de deux sources distinctes. La plupart d'entre elles résultent des enquêtes Budget de Famille de l'INSEE, le prix de l'eau est tiré de l'enquête DGCCRF.

• Les variables des enquêtes Budget de Famille de l'INSEE

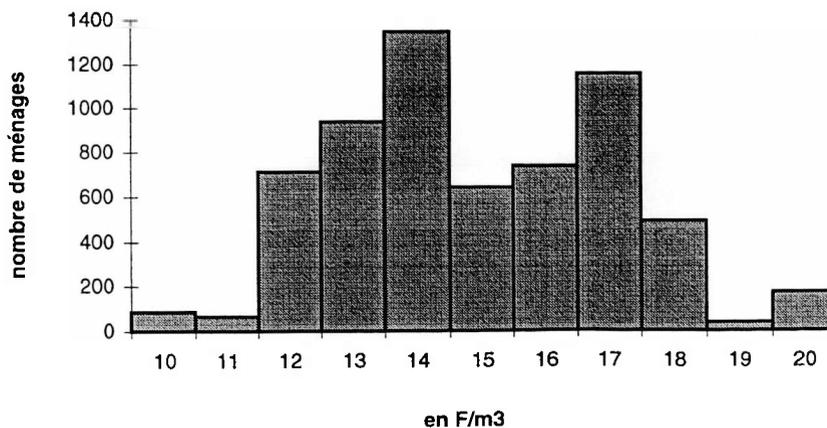
Taux d'équipement des ménages de l'échantillon étudié tiré de l'enquête BdF

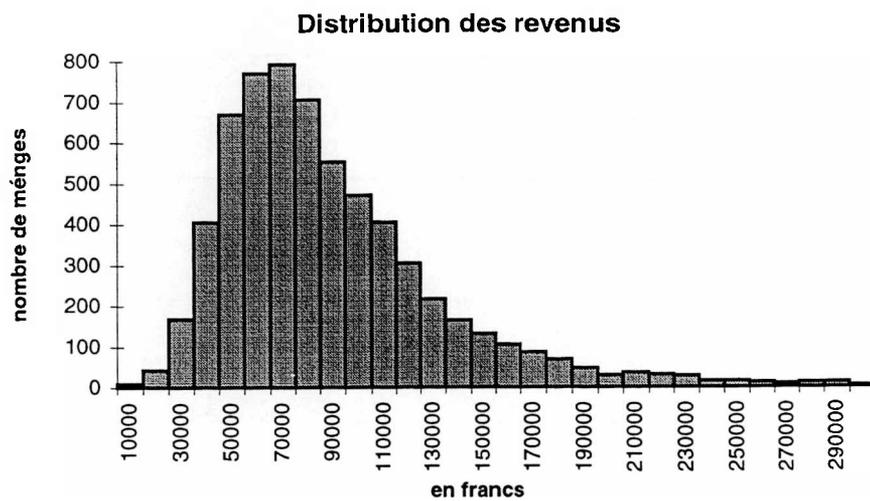
Equipement	1989	1995
Lave-linge	93,3 %	93,6 %
Lave-vaisselle	30,6 %	42,7 %
Cuisine	95,4 %	96,6 %
Baignoire ou douche	93,0 %	96,9 %
Eau chaude	95,5 %	98,2 %

Distribution du volume d'eau consommé



Distribution du prix





Montant de la facture annuelle d'eau en fonction de quelques caractéristiques socio-économiques

Dépenses d'eau	n	Dépense	Indice
Ensemble	6 531	1 503,57	100

Région	n	Dépense	Indice
Ile-de-France	568	2 138,41	142
Champagne-Ardenne	189	1 165,52	78
Picardie	233	1 418,29	94
Haute-Normandie	236	1 353,31	90
Centre	301	1 255,11	83
Basse-Normandie	192	1 579,85	105
Bourgogne	221	1 382,96	92
Nord-Pas de Calais	518	1 470,23	98
Lorraine	325	1 494,72	99
Alsace	189	1 551,05	103
Franche-Comté	163	1 090,47	73
Pays de Loire	463	1 375,59	91
Bretagne	429	1 386,58	92
Poitou-Charentes	214	1 445,76	96
Aquitaine	423	1 659,22	110
Midi-Pyrénées	341	1 280,39	85
Limousin	102	1 201,00	80
Rhône-Alpes	567	1 413,15	94
Auvergne	141	1 117,91	74
Languedoc-Roussillon	299	1 582,43	105
PACA	399	1 852,48	123
Corse	18	1 499,57	100

CSP	n	Dépense	Indice
Agriculteurs	173	1 232,17	82
Artisans, commerçants	350	1 892,28	126
Cadres, prof, libérales	604	2 033,29	135
Prof, intermédiaires	967	1 705,93	113
Employés	650	1 453,32	97
Ouvriers	1 362	1 562,25	104
Retraités	2 117	1 279,03	85
Autres inactifs	308	1 214,04	81

Les ménages sont-ils devenus plus sensibles au prix de l'eau ?

Unité urbaine	n	Dépense	Indice
Communes rurales	2 181	1 255,28	83
UU < 20 000 hab,	1 333	1 508,46	100
UU 20 000 à 100 000 hab,	949	1 503,67	100
UU > 100 000 hab,	1 649	1 633,45	109
Agglomération parisienne	399	2 209,91	147
Paris	20	1 258,59	84

Statut logement	n	Dépense	Indice
Propriétaire	2 467	1 389,83	92
Accédant	2 190	1 830,46	122
Locataire	1 434	1 330,28	88
Sous-locataire	5	1 425,50	95
Logé gratuitement	435	1 256,62	84

Nb de pièces	n	Dépense	Indice
1	73	1 021,94	68
2	425	963,60	64
3	1 158	1 228,11	82
4	2 109	1 498,04	100
5	1 671	1 660,00	110
6	696	1 824,51	121
7	253	1 833,15	122
8	82	2 179,29	145
9 et plus	64	2 274,38	151

Nb Personnes	n	Dépense	Indice
1	1 222	978,54	65
2	2 105	1 412,00	94
3	1 265	1 672,79	111
4	1 214	1 787,83	119
5	534	2 191,53	146
6	131	2 185,96	145
7 et plus	60	2 702,21	180

Nb Adultes	n	Dépense	Indice
1	1 314	1 004,87	67
2	3 441	1 521,41	101
3	1 111	1 836,84	122
4	506	2 063,47	137
5 et plus	159	2 349,18	156

Nb enfants <14 ans	n	Dépense	Indice
0	4 434	1 381,55	92
1	992	1 728,74	115
2	789	1 771,65	118
3	254	2 142,19	142
4 et plus	62	2 232,54	148

Equipements	n	Dépense	Indice
Lave-linge	6 386	1 540,59	102
Sans lave-linge	440	1 027,19	68
Lave-vaisselle	2 903	1 825,84	121
Sans lave-vaisselle	3 923	1 283,91	85

Éléments de confort	n	Dépense	Indice
Eau chaude	6 415	1 518,63	101
Sans eau chaude	411	794,36	53
Baignoire ou douche	6 332	1 531,18	102
Sans baignoire ni douche	494	773,33	51
Cuisine	6 307	1 514,50	101
Sans cuisine	519	1 205,76	80
WC	6 373	1 522,02	101
Sans WC	453	832,67	55

Revenu total ménage	n	Dépense	Indice
Moins de 70 kF	1 085	989,77	66
70 à 100 kF	838	1 127,17	75
100 à 130 kF	908	1 352,89	90
130 à 160 kF	880	1 495,45	99
160 à 200 kF	1 040	1 623,65	108
200 à 250 kF	891	1 767,96	118
250 à 350 kF	788	1 947,87	130
350 à 500 kF	278	2 209,99	147
Plus de 500 kF	118	2 397,40	159

Revenu/UC	n	Dépense	Indice
Moins de 30 kF	517	1 403,52	93
30 à 40 kF	431	1 312,13	87
40 à 50 kF	694	1 330,30	88
50 à 60 kF	785	1 451,08	97
60 à 75 kF	1 174	1 454,16	97
75 à 100 kF	1 402	1 484,14	99
100 à 250 kF	1 716	1 684,75	112
Plus de 250 kF	107	1 834,42	122

Si les tris croisés autorisent une lecture aisée des montants de facture, ils ne permettent pas de discriminer entre les effets des différentes variables explicatives (par exemple, le revenu total du foyer est corrélé avec le nombre d'adultes actifs, le fait d'être propriétaire de son logement se télescope avec l'âge des résidents...).

Pour avoir une première idée des facteurs déterminants la dépense en eau, une régression est conduite avec le montant (en valeur) de la facture d'eau comme variable endogène et les caractéristiques socio-démographiques et économiques des ménages comme variables explicatives.

Estimation de la facture d'eau en 1995

Dependent Variable DEPVAL - Estimation by Least Squares (robusterrors)
 Usable Observations 6396 Degrees of Freedom 6381
 Centered R**2 0.166263 R Bar **2 0.164434
 Uncentered R**2 0.732885 T x R**2 4687.535
 Mean of Dependent Variable 1530.0178786
 Std Error of Dependent Variable 1050.5877853
 Standard Error of Estimate 960.3351284
 Sum of Squared Residuals 5884836148.6
 Durbin-Watson Statistic 1.665249

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	373.8567057	57.8336570	6.46434	0.00000000
2. REVUC	0.0021267	0.0004013	5.29917	0.00000012
3. NADULTA	217.9643995	18.4486003	11.81468	0.00000000
4. NADULTN	306.1958844	19.6027852	15.62002	0.00000000
5. NM14A	169.8044482	19.0074329	8.93358	0.00000000
6. SURFHAB	1.7060458	0.4898162	3.48303	0.00049577
7. LOG_IND	81.3741477	30.2683390	2.68842	0.00717900
8. STA_PROP	-111.5104015	28.3357196	-3.93533	0.00008308
9. LLINGE	13.7748256	45.7035397	0.30140	0.76311319
10. LLINGE1	66.6408476	49.2324790	1.35360	0.17586556
11. LVAISS	223.1027429	29.3706171	7.59612	0.00000000
12. LVAISS1	-23.4071562	86.7704182	-0.26976	0.78734518
13. CONF_CUI	-119.8546274	55.7326791	-2.15053	0.03151356
14. CONF_BAI	-227.2356484	65.8316228	-3.45177	0.00055692
15. CONF_CHA	-145.1330972	93.9526081	-1.54475	0.12240725

Toutefois, cette spécification ne correspond pas à une véritable équation de demande où les prix expliquent les quantités mesurées en volume. En effet, la facture correspond à un indicateur mesuré en valeur - le produit du prix unitaire par la quantité - et il est donc impossible de faire apparaître un effet prix à partir de cette spécification puisque par définition le montant de la facture est corrélé positivement au prix.

Néanmoins, l'intérêt de cette estimation réside dans le fait qu'elle permet de se livrer à l'exercice suivant de calcul de la facture d'eau à partir de caractéristiques socio-démographiques et économiques assez faciles à collecter. Pour avoir le montant moyen de sa

facture d'eau, un ménage doit simplement multiplier les caractéristiques socio-démographiques par les coefficients de l'estimation. On peut alors estimer que chaque enfant supplémentaire accroît la facture d'eau annuelle de près de 170 Frs, ou encore que le niveau de dépense incompressible semble s'établir autour de 375 Frs.

Le revenu par unité de consommation (UC) se calcule en rapportant les ressources totales du ménage au nombre d'UC. Pour obtenir ce dernier, conformément à l'échelle d'Oxford, compter 1 pour le premier adulte, 0,7 pour tout autre adulte et 0,5 par enfant de moins de 14 ans. Par exemple, un couple avec 2 enfants totalise $1 + 0,7 + (2 \times 0,5) = 2,7$ unités de consommation. Si ses ressources annuelles totales s'élèvent à 270 000 Frs, le revenu par UC s'établit alors à 100 000 Frs.

**Exemple de calcul du montant de la facture
pour un ménage donné**

Variable	Ménage i	Coefficient	Montant
Constante	-	373,86	373,86
Revenu / UC	100 000 Frs	0,0021267	212,67
Adultes actifs	2	217,96	435,92
Adultes non actifs	0	306,20	0
Enfants (<14 ans)	2	169,80	339,60
Surface habitable	70 m ²	1,7060	119,42
Logement individuel	Oui	81,37	81,37
Statut : propriétaire	Non	-111,51	0
Lave-linge	Oui	13,77	13,77
Lave-linge récent	Non	66,64	0
Lave-vaisselle	Oui	223,10	223,10
Lave-vaisselle récent	Non	-23,41	0
Absence cuisine	Non	-119,85	0
Absence salle de bain	Non	-227,24	0
Absence eau chaude	Non	-145,13	0
Montant total			1 799,71

Si l'estimation précédente conduit à des résultats facilement interprétables, sa spécification ne correspond pas à l'analyse d'une fonction de demande traditionnelle qui lie les volumes consommés à un ensemble de variables comprenant le prix du bien considéré.

- **L'intégration de la variable prix**

L'enquête menée par la DGCCRF entre 1991 et 1996 porte sur l'observation des prix facturés en juillet de chaque année par les communes. Le montant communiqué est celui d'une facture représentative d'un ménage français sur la base d'une consommation annuelle de 120 m³. Chaque département est représenté au minimum par 5 communes et au maximum par 10 comprenant la préfecture, les sous-préfectures et les villes de plus de 10 000 habitants.

L'enquête ayant été menée sur un échantillon de 738 communes, l'adoption de cette clé de regroupement nous contraindrait à éliminer de l'échantillon tous les individus n'habitant pas dans les communes concernées, cause de biais de sélection. En outre, pour des raisons de confidentialité, l'enquête Budget de Famille ne contient que le département de l'individu interrogé. Le regroupement de ces deux enquêtes a donc été réalisé sur la base du département. La moyenne départementale a été calculée à partir du montant des factures correspondant à une consommation de 120 m³.

L'obtention du volume d'eau consommé est réalisé à partir du montant annuel de la facture individuelle divisée par le prix départemental correspondant. Ce volume d'eau consommé constitue la variable expliquée du modèle.

4.2.3 Procédure d'estimation

La procédure d'estimation a été appliquée aux enquêtes Budgets de famille de 1989 et 1995.

- Estimation par les Moindres Carrés Ordinaires

Estimation par la méthode des MCO
(données individuelles 1995)

Variabiles explicatives	Coefficients estimés	T de Student
Constante	4,555	10,51
Prix de l'eau	-0,353	-6,63
Revenu par unité de conso,	0,159	9,84
Nombre d'adultes actifs	0,148	13,96
Nombre d'adultes inactifs	0,200	19,88
Nb d'enfants moins de 14 ans	0,104	11,02
Nb pièces dans logement	0,022	3,52
Logement individuel	0,057	2,66
Statut propriétaire	-0,068	-3,80
Equipement en lave-linge	0,119	3,67
Equipement en lave-vaisselle	0,145	8,47
Absence de confort cuisine	-0,131	-3,16
Absence de confort baignoire	-0,236	-4,23
Absence de confort eau chaude	-0,204	-2,84

La variable prix est mesurée avec erreur puisque le prix communal est approché par le prix départemental. Ceci revient à inclure une variable aléatoire dans la liste des variables explicatives et dans ce cas, les coefficients estimés par les MCO sont biaisés vers zéro et sont non convergents. Une autre méthode d'estimation que celle des MCO doit être utilisée.

Cette variable mesurée avec erreur se décompose entre la vraie valeur de la variable et un terme aléatoire reflétant l'erreur de mesure :

$$x = x^* + \varepsilon .$$

Le modèle estimé est $y = xb + u$ alors que le vrai modèle est $y = x^*b + v$ où u et v sont deux vecteurs de perturbations aléatoires. Dans ce cas, la variable x est aléatoire et est corrélée avec le vecteur des perturbations u par le biais de ε .

Si les MCO ne fonctionnent pas correctement à distance finie, elle fournit néanmoins des estimateurs convergents bien que biaisés si cette corrélation entre x et u disparaît asymptotiquement.

En revanche, si cette corrélation entre x et u ne disparaît pas asymptotiquement, les estimateurs des MCO sont biaisés et non convergents. Il faut alors utiliser la méthode des variables instrumentales (VI) qui donne dans ce cas des estimateurs convergents.

- **Test d'HAUSMAN**

Le test d'HAUSMAN permet de déterminer s'il existe ou non une corrélation asymptotique entre x et u et donc de déterminer la méthode d'estimation la mieux adaptée. L'hypothèse nulle de ce test correspond au cas d'absence de corrélation asymptotique entre x et u . Ce test repose sur les propriétés respectives des estimateurs des MCO et des VI rappelées dans le tableau suivant.

Estimation	MCO	VI
Modèle		
H0 vraie (absence de corrélation asymptotique entre x et u)	Les coefficients estimés sont convergents et asymptotiquement efficaces	Les coefficients estimés sont convergents
H0 fausse (corrélation asymptotique entre x et u)	Les coefficients estimés sont non convergents	Les coefficients estimés sont convergents

L'idée du test est alors la suivante. Si la différence entre les coefficients estimés par les deux méthodes (MCO et VI) est proche de 0, cela signifie que l'on se situe dans le cadre de l'hypothèse nulle d'absence de corrélation asymptotique où les estimateurs sont convergents quelle que soit la méthode d'estimation.

Si la différence entre les coefficients estimés par les deux méthodes ne tend pas vers 0, on se situe dans le cadre de l'hypothèse alternative de corrélation asymptotique.

HAUSMAN montre que la statistique se calcule comme suit :

$$Q_H = (\hat{b}_{VI} - \hat{b}_{MCO})' (V(\hat{b}_{VI}) - V(\hat{b}_{MCO}))^{-1} (\hat{b}_{VI} - \hat{b}_{MCO}).$$

Cette statistique suit un $\chi^2(k)$ où k est le nombre de variables explicatives. Si elle est inférieure au χ^2 théorique, nous acceptons l'hypothèse nulle d'absence de corrélation asymptotique. La bonne méthode d'estimation est alors celle des MCO.

La statistique d'HAUSMAN calculée dans notre cas vaut 26,96 avec un seuil de significativité de 0,019. Nous rejetons donc l'hypothèse nulle d'absence de corrélation asymptotique entre les variables explicatives et les perturbations au seuil de 5%. **Nous devons donc utiliser la méthode des variables instrumentales afin d'obtenir des coefficients estimés convergents.**

- **Estimation par les variables instrumentales**

Nous devons choisir des instruments qui vérifient les deux propriétés suivantes :

- corrélation asymptotique avec les variables explicatives du modèle,
- absence de corrélation asymptotique avec le vecteur des perturbations aléatoires.

Ces instruments doivent en outre être au moins aussi nombreux que les variables explicatives.

Nous choisissons alors comme instruments toutes les variables explicatives du modèle à l'exception du prix de 1995. Ces instruments sont bien exogènes et par leur nature, corrélés avec les variables explicatives (elles-mêmes). Nous instrumentons également le modèle par le prix de 1994 qui lui n'est pas corrélé avec les perturbations mais peut raisonnablement être corrélés avec les variables explicatives.

**Estimation par la méthode des Variables Instrumentales
Données individuelles 1995**

Variables explicatives	Coefficients estimés	T de Student
Constante	4,209	9,60
Prix de l'eau	-0,306	-5,67
Revenu par unité de conso,	0,158	9,80
Nombre d'adultes actifs	0,149	13,96
Nombre d'adultes inactifs	0,200	19,87
Nb d'enfants moins de 14 ans	0,103	10,97
Nb pièces dans logement	0,022	3,55
Logement individuel	0,056	2,62
Statut propriétaire	-0,067	-3,79
Equipement en lave-linge	0,119	3,68
Equipement en lave-vaisselle	0,145	8,49
Absence de confort cuisine	-0,132	-3,17
Absence de confort baignoire	-0,234	-4,21
Absence de confort eau chaude	-0,206	-2,87

En raison de la taille de l'échantillon, ces résultats sont proches de ceux obtenus par la méthode des MCO bien que le test d'HAUSMAN ait conclu sur la corrélation asymptotique des variables explicatives et des perturbations. Le fait que la méthode des Variables Instrumentales procure des estimations convergentes nous incite à poursuivre l'étude sur cette base.

- **Test de validité des instruments**

L'idée de ce test est de vérifier si les instruments retenus pour la méthode des VI sont bien de bons instruments. Nous savons que le choix des instruments est dicté par le respect de deux propriétés de ces derniers, leur corrélation avec les variables explicatives du modèle et l'absence de corrélation avec les perturbations du modèle.

Ce test se base sur la vérification de la seconde propriété. Le test se pose ainsi :

$$\begin{cases} H_0: \text{plim}_{T \rightarrow \infty} \frac{Z'u}{T} = 0 \\ H_1: \text{plim}_{T \rightarrow \infty} \frac{Z'u}{T} \neq 0 \end{cases}$$

où Z est le vecteur des instruments et u celui des perturbations aléatoires.

La statistique de HANSEN se calcule ainsi :

$$Q_s = \frac{\hat{u}'_{VI} Z(Z'Z)^{-1} Z' \hat{u}_{VI}}{\hat{\sigma}_{VI}^2} \rightarrow \chi^2(p)$$

où p est le nombre d'instruments.

Le vecteur des instruments se composant d'une majorité de variables indicatrices, la statistique est très faible. Cette statistique étant inférieure au χ^2 théorique alors **nous acceptons la validité de ces instruments au seuil de 5%**.

- **Test d'homoscédasticité des résidus estimés**

Nous menons le test d'homoscédasticité proposé par BREUSCH et PAGAN.

Il teste l'hypothèse nulle de variance (σ^2) constante des résidus :

$$\begin{cases} H_0: \Omega = I \\ H_1: \Omega \neq I \end{cases}$$

où Ω est la matrice des variances-covariances et I la matrice identité.

Nous régressons le rapport résidus/écart-type sur toutes les variables explicatives du modèle.

La statistique est la suivante :

$$Q_{BP} = \frac{1}{2} (T \times \text{variance}) \times R^2 \rightarrow \chi^2(k)$$

La statistique calculée dans notre cas vaut 177,53. Elle est bien supérieure au χ^2 théorique alors nous rejetons l'hypothèse nulle d'homoscédasticité des résidus au seuil de 5%.

En présence de corrélation des variables explicatives avec les perturbations et d'hétéroscédasticité des perturbations, la méthode permettant d'obtenir des estimations convergentes est la méthode des Moments Généralisés.

• **Méthode des Moments Généralisés (GMM)**

Cette méthode permet à la fois de corriger l'hétéroscédasticité et de prendre en compte le fait que les variables explicatives soient corrélées avec les perturbations. L'idée est de transformer le modèle de régression multiple par le vecteur des instruments puis d'appliquer la méthode des MCG à ce modèle transformé.

**Estimation par la méthode des Moments Généralisés
données individuelles 1995**

Variables explicatives	Coefficients estimés	T de Student
Constante	4,209*	9,47
Prix de l'eau	-0,306*	-5,65
Revenu par unité de conso,	0,158*	9,39
Nombre d'adultes actifs	0,149*	10,64
Nombre d'adultes inactifs	0,200*	17,37
Nb d'enfants moins de 14 ans	0,103*	10,95
Nb pièces dans logement	0,022*	3,57
Logement individuel	0,056*	2,39
Statut propriétaire	-0,067*	-3,65
Equipped en lave-linge	0,119*	3,27
Equipped en lave-vaisselle	0,145*	8,41
Absence de confort cuisine	-0,132*	-2,67
Absence de confort baignoire	-0,234*	-3,70
Absence de confort eau chaude	-0,206*	-2,57

* indique les variables significatives au regard du test de Student,

Les résultats de l'estimation par les GMM sont très proches de ceux obtenus par les Variables Instrumentales. Ce résultat peut cependant ne pas s'avérer aussi surprenant que cela apparaît. En effet, la méthode des GMM corrige l'hétéroscédasticité dans le but d'améliorer la précision de l'estimation. Or, nous disposons d'un très grand nombre d'individus dans notre échantillon ce qui confère déjà une grande précision à nos estimations. Ceci explique certainement la très faible différence entre ces deux estimations des coefficients.

Une procédure similaire est menée pour l'estimation du modèle sur l'échantillon de 1989.

**Estimation par la méthode des Moments Généralisés
données individuelles 1989**

Variables explicatives	Coefficients estimés	T de Student
Constante	3,485*	10,65
Prix de l'eau	-0,118*	-2,77
Revenu par unité de conso,	0,067*	5,97
Nombre d'adultes	0,170*	19,94
Nb d'enfants moins de 16 ans	0,096*	10,95
Nb pièces dans logement	0,031*	3,82
Surface habitable	0,001*	4,10
Equipement en lave-linge	0,186*	5,88
Equipement en lave-vaisselle	0,176*	8,80
Absence de confort cuisine	-0,106*	-2,09
Absence de confort W, C,	-0,221*	-4,05
Absence de confort eau chaude	-0,163*	-3,66

** indique les variables significatives au regard du test de Student,*

Pour préciser la nature de la relation entre les volumes et le prix, une procédure itérative visant à identifier le seuil de consommation à partir duquel les ménages se révèlent plus sensible au prix a conduit à segmenter l'échantillon de 1995 en deux parties autour d'un volume annuel de consommation de 63 m³.

Estimation des deux sous-modèles sur données individuelles

Variables en logarithmes	Volumes < 63 m ³		Volumes > 63 m ³	
	Coefficients	T-Student	Coefficients	T-Student
Constante	3,072	4,74	5,226	15,41
Prix de l'eau	-0,005	0,06	-0,263	6,28
Revenu par unité de consommation	0,005	1,76	0,104	8,04
Nombre d'adultes actifs	-0,018	1,06	0,069	8,43
Nombre d'adultes inactifs	0,025	1,45	0,109	14,46
Nombre d'enfants moins de 14 ans	0,009	0,50	0,057	8,19
Nombre de pièces du logement	0,007	0,74	0,013	2,72
Logement individuel	0,082	2,77	0,019	1,12
Statut propriétaire	-0,021	0,82	-0,033	2,33
Équipement en lave-linge	0,112	3,07	-0,033	1,08
Équipement en lave-vaisselle	0,031	1,12	0,070	5,42
Absence de confort cuisine	-0,056	1,15	-0,011	0,29
Absence de confort baignoire	-0,157	2,76	-0,069	1,14
Absence de confort eau chaude	-0,080	1,15	-0,005	0,06
n	1961		4435	
R ²	0,041		0,110	

(les coefficients grisés ne sont pas significativement non-nuls au seuil de 5%)

Seule la consommation d'eau réalisée par la fraction minoritaire de ménages de l'échantillon original situés sous cette limite apparaît inélastique au prix. Néanmoins, la piètre qualité de l'estimation réalisée sur le premier sous-échantillon semble indiquer une plus grande difficulté à interpréter la dispersion du montant de la facture d'eau au sein de la population des consommateurs de faibles volumes.

4.2.4 Résultats

Les coefficients du modèle estimés sur données individuelles par la Méthode des Moments Généralisés sont tous significatifs au regard du test de Student au seuil de 5% et ce, aussi bien pour l'estimation menée sur la coupe de 1995 que celle de 1989.

Le coefficient associé au prix de l'eau mesure l'élasticité-prix de long terme de la demande d'eau. Sa valeur -0,31 signifie qu'à terme, un consommateur soumis à un prix supérieur de 1% consommerait 0,31% moins d'eau.

Les résultats révèlent également une influence du revenu sur la consommation d'eau, l'élasticité-revenu vaut 0,15.

Le signe des coefficients associés aux autres variables est conforme aux attentes. Le nombre d'adultes actifs et inactifs, d'enfants de moins de 14 ans, de pièces accroît les volumes d'eau consommés. La consommation est plus importante dans les logements individuels, et l'équipement en lave-linge et en lave-vaisselle provoque également toutes choses égales par ailleurs une augmentation des quantités d'eau consommées.

Les coefficients associés à l'absence des différents éléments de confort jouent le rôle de variables indicatrices pour les ménages atypiques.

L'élasticité-revenu a sensiblement progressé entre 1989 et 1995 passant de 0,07 à 0,15. A revenu identique au départ, un ménage consomme plus d'eau suite à la hausse de son revenu que ce n'était le cas il y a cinq ans. Nous pouvons alors supposer que les ménages tendent à surveiller de plus près le poste des dépenses liées à la consommation d'eau.

L'élasticité-prix a elle aussi connu une forte progression. Elle s'établissait à -0,12 en 1989 contre -0,31 en 1995. Cette augmentation est le reflet d'un accroissement marqué de la sensibilité au prix des consommateurs par rapport à la situation de 1989. L'amplitude de la différence entre les deux estimations de l'élasticité-prix s'explique dans une large mesure par le fait que le début des années 1990 correspondent à la période de l'accélération de la hausse des prix.

5. Conclusion générale

L'objectif de cette étude résidait dans la mesure du degré de sensibilité des consommateurs au prix de l'eau et à l'analyse de son évolution.

L'étude empirique sur séries temporelles révèle une élasticité-prix de la demande de court terme égale à -0,32. La consommation d'eau mesurée à prix constants se révèle ainsi relativement sensible à l'évolution de son prix. Le coefficient d'élasticité obtenu dépasse en valeur absolue celui qui est généralement estimé pour des fonctions de consommation assez stables comme l'alimentation.

Par ailleurs, la progression de l'équipement des ménages en appareils consommateurs d'eau (lave-linge et à un degré moindre lave-vaisselle) semble avoir également contribué sur la période d'estimation à l'explication de l'évolution à la hausse de la consommation d'eau.

Si l'analyse macro-économique permet de mettre en évidence l'existence d'un lien entre la consommation d'eau et son prix, ses conclusions apparaissent incomplètes à plusieurs titres.

Tout d'abord, les tests de stabilité des coefficients ne permettent pas de révéler l'existence d'une rupture dans le comportement des ménages au début des années 1990 alors que nous observons simultanément une régression de la consommation et une hausse du prix de l'eau. Plusieurs facteurs peuvent expliquer ce résultat comme le fait que les séries temporelles sont des données agrégées et véhiculent donc une certaine inertie des phénomènes ou encore le fait que la date de rupture testée soit à la fin de l'échantillon et contribue ainsi à fragiliser les tests.

Ensuite, les informations contenues dans les séries agrégées incluent l'ensemble de la consommation de tous les ménages résidents, en particulier ceux dont la nature collective des logements ne permet pas de produire une facture d'eau individualisée pour chacun.

Pour compléter ces premières conclusions, nous avons analysé la demande d'eau sur données individuelles.

L'effet de la composition du foyer sur les volumes d'eau consommés - qui demeure le déterminant majeur du montant de la facture d'eau (Cf. pages 78-79) - reste stable entre les deux dates tandis que le rôle de l'équipement des ménages en lave-linge et lave-vaisselle apparaît moins discriminant en 1995 qu'en 1989.

L'absence d'éléments de confort explique dans une large mesure l'écart de consommation constaté chez les moins de 4% de ménages qui ne bénéficient pas de l'un des quatre éléments examinés.

L'élasticité-prix de la demande de long terme, calculée sur l'enquête réalisée en 1995, est égale à -0,31, soit une valeur quasiment équivalente à l'élasticité de court terme (-0,32), ce qui tendrait à confirmer la thèse d'un ajustement rapide des comportements aux modifications des tarifs. L'examen comparatif des résultats des deux estimations précise également l'amplitude de l'accroissement de la sensibilité des ménages au prix de l'eau, l'élasticité-prix augmentant en valeur absolue de -0,12 à -0,31 entre 1989 et 1995.

Pour préciser la nature de la relation entre les volumes et le prix, une procédure itérative visant à identifier le seuil de consommation à partir duquel les ménages se révèlent plus sensibles au prix a conduit à segmenter l'échantillon en deux parties autour d'un volume annuel de consommation de 63 litres. Seule la consommation d'eau réalisée par la fraction minoritaire de ménages de l'échantillon original situés sous cette limite apparaît inélastique au prix.

Parallèlement, l'effet revenu s'est également renforcé, l'élasticité au revenu par unité de consommation passant de 0,07 à 0,16 entre les deux années étudiées. Si la faible valeur de l'élasticité-revenu confirme l'eau dans un statut de bien dont le différentiel de consommation entre les ménages dépend peu de la disparité des ressources, le doublement du coefficient en quelques années semble néanmoins traduire un renforcement de l'attention portée à la dépense en eau dans certaines catégories de la population.

En dépit des limites relatives aux données utilisées, il apparaît que le prix est devenu un véritable instrument de régulation de la demande. Au-delà de ces limites pratiques, la modélisation de la demande d'eau pourrait être améliorée par l'intégration d'une variable qualité de l'eau. En effet, les Français sont devenus réticents à payer l'eau plus cher sans amélioration de la qualité. La demande d'eau est alors sûrement influencée par l'idée qu'ont les ménages de la qualité de l'eau distribuée. Un travail visant à estimer la part de la hausse des prix imputable à l'effet qualité pourrait améliorer la véritable estimation des prix de l'eau. L'estimation de régressions hédoniques sur la base des caractéristiques physiques de l'eau pourrait y contribuer.

Enfin, au-delà de l'intégration d'une variable qualité, du véritable prix et du volume effectif d'eau consommé, la modélisation de la demande d'eau sur données individuelles pourra être affinée par la prise en compte simultanée de la dimension temporelle. L'estimation d'une fonction de demande d'eau sur données de panel sera plus appropriée pour tirer des conclusions de l'influence des variables à la fois dans le court terme et le long terme.

La convergence des résultats confirmant l'existence de valeurs statistiquement significatives pour les effets-prix semble confirmer la thèse selon laquelle la réduction de la consommation d'eau en termes de quantités physiques ne peut être uniquement imputable à l'amélioration de la qualité du réseau et à la réduction des fuites.

6. Annexe : Corrélogrammes des séries macroéconomiques

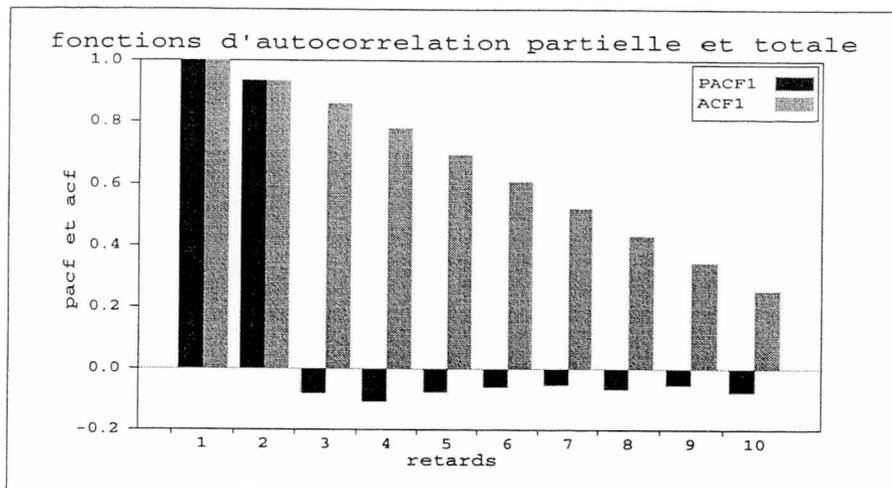
L'observation du corrélogramme donne une première idée de la stationnarité des séries.

Lecture des graphes :

ACF : Autocorrelation Function

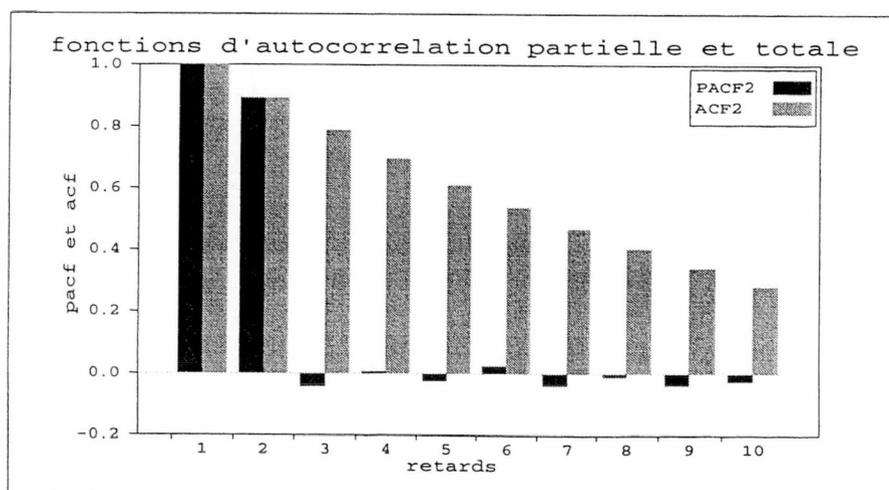
PACF : Partial Autocorrelation Function

- **Consommation d'eau**



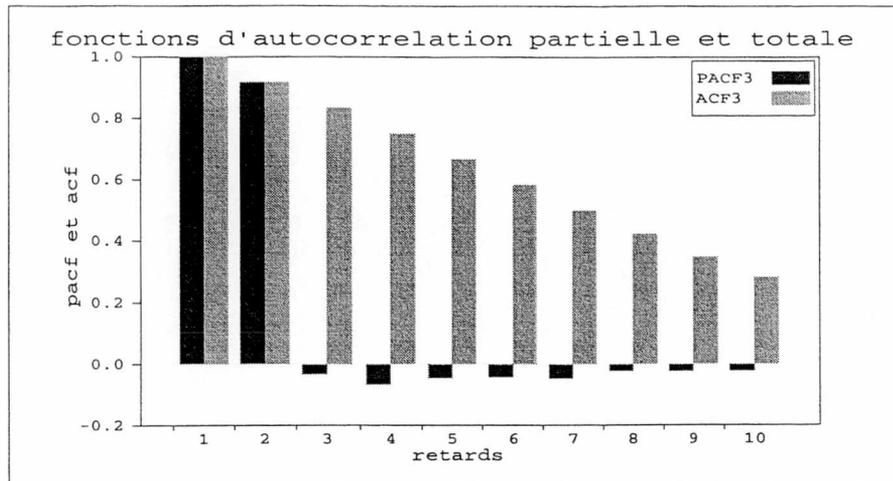
La décroissance lente de ce corrélogramme indique que la série est probablement intégrée, c'est à dire non stationnaire.

- **Indice de prix relatif de l'eau**



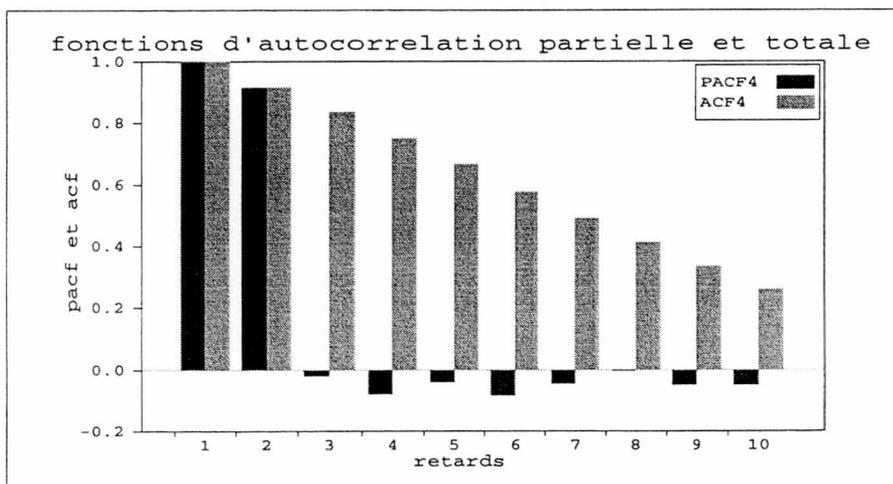
Ce corrélogramme décroît également lentement ce qui laisse penser que le prix est aussi une variable non stationnaire.

- Revenu disponible brut réel



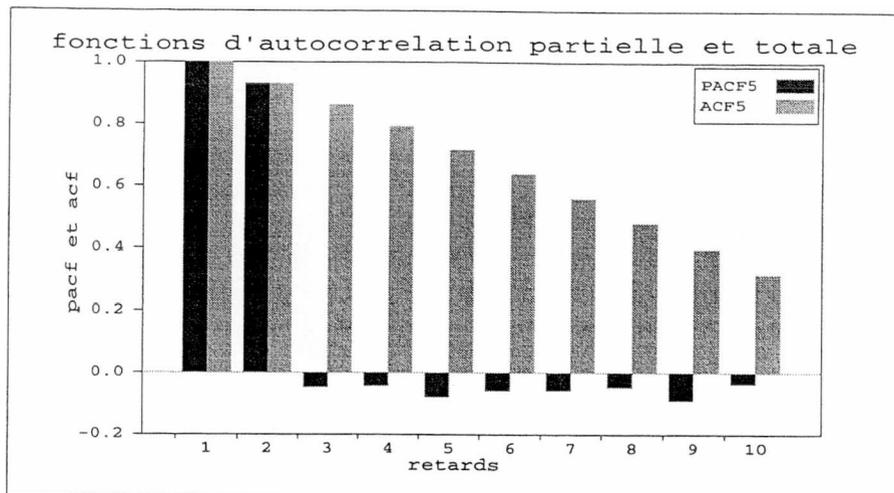
Nous notons de nouveau la lente décroissance du corrélogramme, signe de non stationnarité du revenu.

- Taux d'équipement en lave-linge



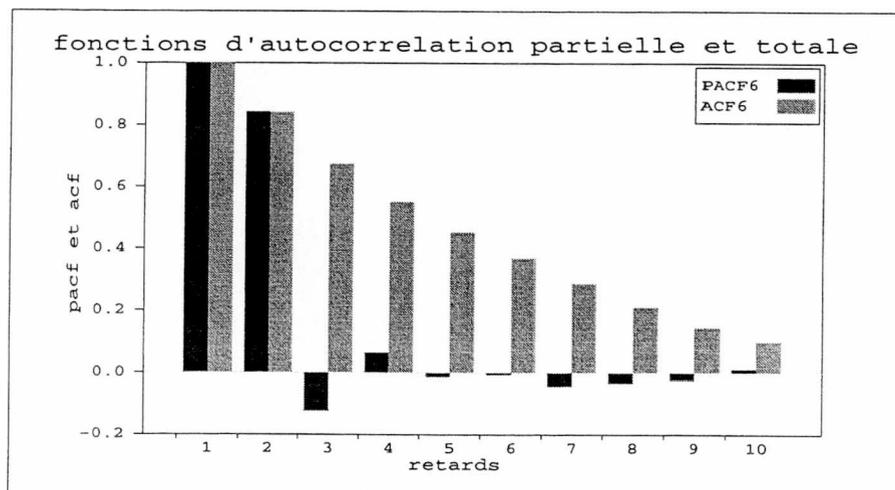
Ce corrélogramme illustre également la non stationnarité du taux d'équipement en lave-linge.

- Taux d'équipement en lave-vaisselle



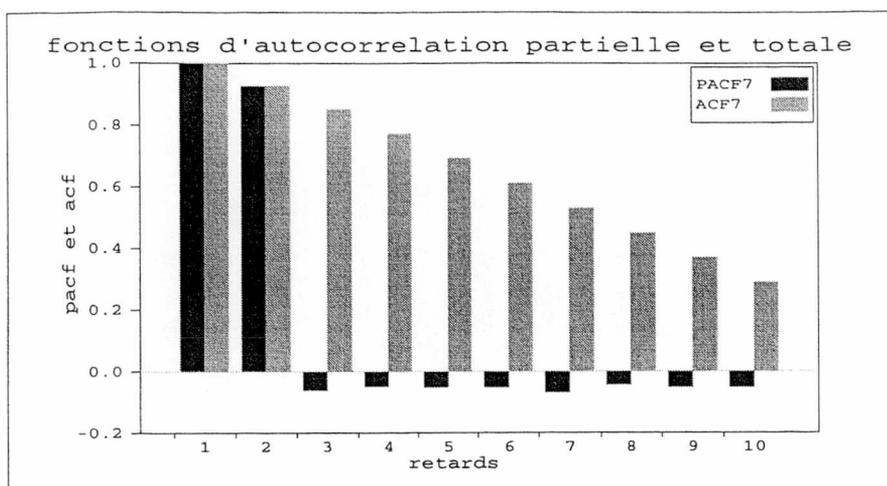
Le taux d'équipement en lave-vaisselle est vraisemblablement aussi une série non stationnaire puisque son corrélogramme décroît lentement.

- Prix relatif des équipements ménagers



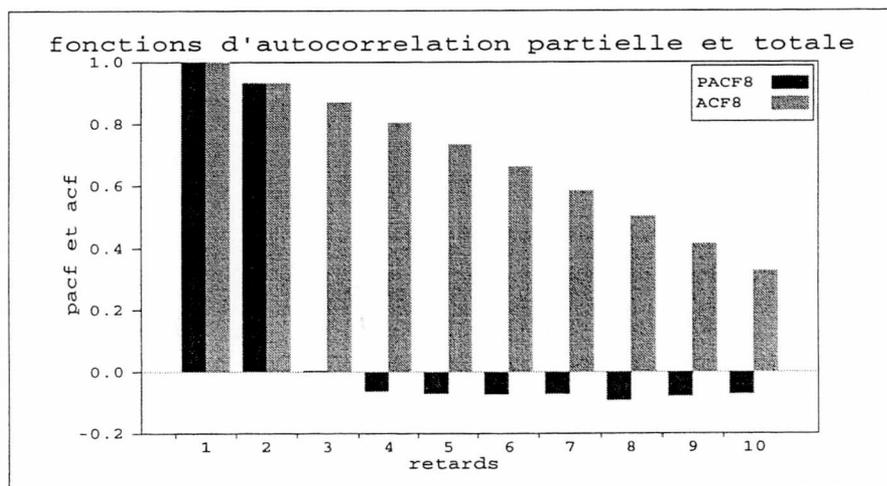
La décroissance de ce corrélogramme semble plus rapide que celle des autres. On pourrait alors penser que cette série est stationnaire.

- Taux d'équipement en baignoire ou douche



Ce corrélogramme laisse également présager de la non stationnarité du taux d'équipement en baignoire ou douche.

- Taille moyenne des foyers



La faible décroissance de ce corrélogramme laisse penser que cette série est encore non stationnaire.

7. Bibliographie

- BERNARD Jean-Thomas, BOLDUC Denis et BELANGER Donald (1996), "Quebec Residential Electricity Demand : a Microeconomic Approach", *Canadian Journal of Economics*, vol. 29, p 92-113.
- BERNDT Ernst (1990), *The Practice of Econometrics, Classic and Contemporary*, ed. Addison Wesley.
- BILLINGS R. Bruce et AGTHE Donald E. (1980), "Price Elasticities for Water : a Case of Increasing Block Rates", *Land Economics*, vol. 56, p 73-84.
- BLOCH Laurence et MAUREL Françoise (1991), "Consommation-revenu permanent : un regard d'économètre", *Economie et Prévision*, vol. 99, p 113-143.
- CHICOINE David L. et RAMAMURTHY Ganapathi (1986), "Evidence on the Specification of Price in the Study of Domestic Water Demand", *Land Economics*, vol. 62, p 26-32.
- CARDOSO N. et GARDES François (1996), Estimation de lois de consommation alimentaire sur un pseudo-panel d'enquêtes de l'INSEE, *Cahier de Recherche du CREDOC*, 91.
- DUFOUR Ariane, "Opinions des Français sur l'environnement et appréciations sur l'eau du robinet", CREDOC-IFEN, Collection Etudes et Travaux n°6, Collection des rapports n°162, octobre 1995.
- DEATON Angus et MUELLBAUER John (1980), "An Almost Ideal Demand System", *The American Economic Review*, vol. 70, p 312-326.
- DUBIN Jeffrey D. et McFADDEN Daniel L. (1984), "An Econometric Analysis of Residential Electric Appliance Holdings and Consumption", *Econometrica*, Vol. 52, n°2, (March).
- Enquête CONSO 2000 (1996), "Prix de l'eau et information du consommateur".
- FISHER F.M. et KAYSEN C. (1962), "A Study in Econometrics : The Demand for Electricity in the United States", Amsterdam : North Holland.
- GAUYACQ (1985), *Les systèmes interdépendants de fonctions de consommation*, ed. Economica.
- GREENE William H. (1997), *Econometric Analysis*, ed. Prentice Hall, 3rd edition.
- GREGORY et HANSEN (1996), "Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts", *Journal of Econometrics*, vol.70, p 99-126.
- HANSEN (1992), "Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes", *Journal of Business & Economic Statistics*, vol.10, n° 3, p 321-335.
- HAUSMAN, J. (1978), "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, 46, pp. 1251-1271.
- LE DUC (1995), "Services publics de réseau en Europe", *Collection Notes et Etudes Documentaires*, n° 5016, La Documentation française.
- MARESCA Bruno, "Analyse prospective de la consommation d'eau dans un périmètre régional de distribution", CREDOC, novembre 1996.

MARESCA Bruno, POQUET Guy, LE Cong Tam, "Analyse de la consommation d'eau en Ile-de-France", CREDOC, février 1996.

MICHALLAND (1996), "Evaluation de la fonction de demande en eau d'irrigation et application de la méthode des prix hédonistes", *Cahiers d'économie et sociologie rurales*, n° 39-40.

Ministère de l'Agriculture et du développement rural, "Consommation domestique et prix de l'eau, Evolution de 1975 à 1990".

Ministère de l'Environnement (1996), "Le prix de l'eau en 6 questions et 6 réponses."

NOWAK Françoise (1995), *Le prix de l'eau*, éditions Economica.

OPALUCH James J. (1982), "Urban Residential Demand for Water in the United States : Further discussion", *Land Economics*, vol. 58(May) p. 225-227.

PAOLI et RIEU (1992), "La situation de l'eau en France dans l'économie de l'environnement", *Economie et Statistique*, n° 258-259, p. 95-104.

PICARD (1992), *Eléments de microéconomie*, éditions Montchrestien.

PIROTTE Alain (1996), "Estimation de relations de long terme sur données de panel : nouveaux résultats", *Economie et Prévision*, vol. 126, p 143-158.

POQUET Guy, "Perceptions et attentes des consommateurs sur le prix de l'eau", CREDOC, janvier 1997.

RAO (1994), *Cointegration for the Applied Economist*, ed. St. Martin Press.

STONE J.R.N. (1954), "Linear Expenditure Systems and Demand Analysis : An Application of the Pattern of British Demand", *Econ. Journal*, 64, 511-527.

VALIRON (1997), "L'eau dans la vie quotidienne", *Les cahiers de l'Institut d'Aménagement et d'Urbanisme de la Région d'Ile-de-France*, n°116.

VERGER Daniel (1985), "Avoir des biens durables : une affaire de goûts ou de coûts ?", CREDOC, Revue Consommation, 1^{er} trimestre, p 43-60.

CAHIER DE ReCHERCHE

Récemment parus :

Évaluer ou l'esprit des méthodes

Michel LEGROS, Guy POQUET - n°96 (1996)

Approche de la structure du paysage associatif dans le domaine de l'environnement

Bruno MARESCA - n°97 (1996)

Les nouvelles logiques productives dans les PMI : déterminants et impact sur les performances

Philippe MOATI, Laurent POUQUET - n°98 (1997)

La consommation en 1997 : vers le cyber consommateur ?

Patrick BABAYOU - n°99 (1997)

L'impensé rebelle : l'identification des facteurs d'incertitude dans les enquêtes sur fichiers

Patrick DUBÉCHOT, Marie-Odile SIMON - n°100 (1997)

Traitement des questions ouvertes : comparaison d'une postcodification et de méthodes lexicométrique et d'analyse du discours

Patrick BABAYOU - n°101 (1997)

Une grille de mesure des motivations dans une enquête grand public

Franck BERTHUIT - n°102 (1997)

Les méthodes d'analyse des emplois d'un champ professionnel : l'intervention sociale

Patrick DUBÉCHOT - n°103 (1997)

Président : Bernard SCHAEFER Directeur : Robert ROCHEFORT
142, rue du Chevaleret, 75013 PARIS - Tél. : 01 40 77 85 01

ISBN : 2-84104-091-7

CRÉDOC

Centre de recherche pour l'Étude et l'Observation des Conditions de Vie