



AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

Valeur de préservation
de la qualité de l'eau
souterraine : une comparaison
entre usagers et non-usagers

*Anne ROZAN,
Anne STENGER,
Marc WILLINGER*

Preservation value for groundwater quality: a comparison between users and non-users

Key-words:

contingent valuation, groundwater, preservation value, use value, non-use value, willingness to pay, users, non-users

Valeur de préservation de la qualité de l'eau souterraine: une comparaison entre usagers et non-usagers

Mots-clés:

évaluation contingente, eau souterraine, valeur de préservation, valeur d'usage, valeur de non-usage, consentement à payer, usagers, non-usagers

Summary – We report the results of a contingent valuation study on the willingness-to-pay (WTP) for preserving groundwater quality in the Alsace region (France). The resource is a large aquifer which supplies 80 % of the households of the region. The purpose of our paper is to compare the results of two separate studies, one concerning households that are supplied by water from the aquifer (users) and households which are currently supplied by a different source than the aquifer (non-users). Non-users are households which are located in an area close enough from the aquifer to become eventually supplied by groundwater in the future. We expected that non-users would be likely to pay an insurance premium in order to secure access to a substitute and preserved water source in the future, for the event where their current water source would be polluted. A contingent valuation questionnaire was submitted to respondents in 12 different locations spread over the aquifer region during a face-to-face interview. In 2 of the locations there were only non-users. One of the main results of the study is that non-users are willing to pay a substantial amount of money to preserve the quality of the water in the aquifer, even if they believe that it is unlikely that they will use it in the future. Moreover, their WTP relies apparently much more on bequest and existence motives than on an insurance motive. The results also show that the households' dependence on groundwater has a positive influence on their WTP. The non-users' mean WTP is about 60 % of the users' WTP, which is an interesting indication about the importance of non-users for contingent valuation studies. But both WTP have different explanatory variables. Only the bid value and the respondent's income appear as common explanatory variables in our study.

Résumé – Cet article présente les résultats d'une évaluation contingente de la valeur de préservation de la qualité de l'eau souterraine pour des non-usagers. Les non-usagers sont définis comme des ménages géographiquement proches et potentiellement dépendants de la nappe phréatique pour leur alimentation en eau potable. Nous proposons une comparaison de la valeur de préservation et de ses déterminants, entre les usagers et les non-usagers de l'eau de la nappe. Cette comparaison permet d'isoler la valeur de préservation pour des usages futurs de la valeur de préservation pour un usage futur hypothétique. L'objectif de notre analyse est d'estimer la part que représente la valeur de non-usage dans la valeur de préservation des usagers et de comparer les comportements des non-usagers avec ceux des usagers.

* BETA, Université Louis Pasteur, 38, boulevard d'Anvers, 67070 Strasbourg cedex.

e-mail: willma@cournot.u-strasbg.fr; rozan@cournot.u-strasbg.fr.

** INRA, Laboratoire d'études et de recherches économiques, rue de la Géraudière, BP 1627, 44316 Nantes cedex 3.

e-mail: stenger@nantes.inra.fr.

LA nappe phréatique d'Alsace (NPA) est la partie française de la plus grande nappe d'Europe. Elle est située dans le fossé rhénan et constitue la principale source d'alimentation en eau potable des Alsaciens, offrant une eau de très bonne qualité à la plupart des communes qui en dépendent pour leur alimentation. La multiplicité et l'intensification des usages de cette ressource accroissent cependant les risques de pollution. Le caractère unique de cette ressource lui confère une valeur potentiellement plus grande que celle liée à ses usages présents et futurs, que nous qualifierons de *valeur de préservation*. L'estimation de cette valeur a été effectuée auprès d'usagers et de non-usagers de la nappe.

Les résultats présentés dans cet article sont une extension d'un travail antérieur réalisé par Stenger (1994, 1997) et Stenger-Willinger (1996). L'estimation de la valeur de préservation de la qualité de l'eau de la NPA avait été effectuée uniquement pour la catégorie des ménages directement alimentés par l'eau de la nappe. Or pour cette catégorie d'agents, il est difficile de distinguer dans la valeur de préservation, la valeur strictement liée à l'usage. L'extension de l'étude à des ménages non alimentés actuellement par l'eau de la nappe (Rozañ, 1995), mais pour lesquels une alimentation future est toutefois possible, permet de séparer la valeur d'usage de la nappe de sa valeur de non-usage.

La présente étude a permis également de vérifier certaines hypothèses. La première hypothèse est que les non-usagers ont un consentement à payer (*CAP*) strictement positif, bien que l'usage futur de l'eau de la nappe soit incertain. La seconde hypothèse est que la « dépendance » en approvisionnement d'eau potable des ménages par la nappe phréatique d'Alsace influence positivement le consentement à payer des ménages. Pour ce faire, nous estimons le *CAP* moyen respectivement des usagers (échantillon «U») et des non-usagers (échantillon «NU»)⁽¹⁾. Les usagers sont définis comme étant les ménages dont l'alimentation en eau potable dépend de la NPA. Les non-usagers sont les ménages dont l'alimentation en eau potable dépend actuellement d'autres sources que la NPA, mais qui pourraient être « éventuellement » alimentés par l'eau de la NPA dans une période future.

Les communes retenues pour l'enquête auprès des non-usagers, sont situées en « bordure de la nappe ». La comparaison entre ces deux catégories d'agents pose plusieurs questions : les motivations des non-usagers sont-elles comparables à celles des usagers ? Le *CAP* des non-usagers est-il construit différemment de celui des usagers ? Les variables qui déterminent le *CAP* sont-elles les mêmes ?

⁽¹⁾ Nous désignerons l'échantillon global (usagers + non-usagers) par « échantillon G ».

Cet article est organisé comme suit. La première partie définit la valeur de préservation respectivement pour les usagers et les non-usagers et rappelle les fondements théoriques des modèles employés pour l'estimation du consentement à payer. La deuxième partie présente la méthodologie adoptée, à savoir l'échantillon et le questionnaire retenus, et les hypothèses formulées. La dernière partie présente les résultats, d'abord les résultats descriptifs puis les résultats relatifs aux deux méthodes de questionnement employées, la question fermée et la question ouverte, et enfin les résultats des tests des hypothèses posées.

VALEUR DE PRÉSERVATION DES USAGERS ET DES NON-USAGERS

La valeur de préservation de la qualité de l'eau souterraine des usagers comporte des bénéfices d'usage immédiats, des bénéfices d'usage futurs et éventuellement des bénéfices de legs et d'existence. La valeur de préservation des non-usagers comporte des bénéfices d'usage futurs probables et éventuellement des bénéfices de legs et d'existence. Ces catégories de bénéfices peuvent donc être évalués selon que l'agent est un usager ou un non-usager. Seul le bénéfice d'usage immédiat concerne uniquement l'usager, qui est par définition dépendant de la ressource. Les bénéfices futurs sont certains pour l'usager alors qu'ils sont incertains pour le non-usager. Il sera donc nécessaire de formuler une hypothèse sur la façon dont cette incertitude est prise en compte dans le processus d'évaluation des non-usagers.

La valeur de préservation des usagers : les principaux résultats

Quand un bien est utilisé régulièrement, il est difficile pour un agent de dissocier la valeur qu'il attribue à l'usage du bien de celle qu'il attribue au non-usage ou préservation en tant que telle. Aussi, la valeur de préservation de la nappe estimée englobe ces deux catégories de valeurs.

L'estimation de la valeur de préservation de l'eau souterraine des usagers a permis d'aboutir à une valeur moyenne d'environ 700 francs par an et par ménage. Cette estimation a été réalisée sur la base d'une évaluation contingente, utilisant une question fermée suivie d'une question ouverte. Cette question ouverte a été réitérée après un apport d'information concernant une estimation de la facture d'eau. Deux versions de questionnaires ont été administrées, correspondant à deux niveaux de

risque de contamination, un risque nul et un risque faible de contamination des eaux souterraines avec un programme de préservation.

Les principaux résultats de cette évaluation montrent que la valeur de préservation attribuée par un usager à la nappe dépend étroitement de sa localisation géographique. Le programme de préservation est d'autant mieux accepté quand les individus ont connu des problèmes de pollution des eaux souterraines et des restrictions passagères de l'utilisation de l'eau potable. Si les usagers parviennent bien à intégrer la dimension du risque encouru avec et sans programme de préservation, en revanche, ils ne sont pas sensibles à la probabilité présentée dans le scénario. Enfin, l'hypothèse selon laquelle un apport d'information relatif au montant moyen de la facture d'eau du ménage modifierait son consentement à payer est rejetée. Un pré-test avait mis en évidence que la plupart des ménages ignoraient le montant de leur facture d'eau annuelle ainsi que le prix de l'eau, fait largement confirmé ensuite par l'enquête. Par conséquent, nous pensions qu'en leur révélant une estimation fiable de leur facture, les ménages seraient influencés dans leur réponse.

Il est difficile de dissocier l'usage du non-usage, soit en raison du type d'usage, soit comme c'est le cas ici, parce que le bien est nécessaire et utilisé régulièrement. La contemplation d'un paysage qui est un usage indirect peut aussi être considéré comme un usage passif lié à l'existence du paysage (Amigues *et al.*, 1995). Or pour juger de l'opportunité d'une politique de préservation, il est intéressant de connaître les bénéfices non seulement des usagers mais également des usagers potentiels qui sont à l'heure actuelle des non-usagers. La réalisation d'une évaluation contingente auprès des non-usagers nous a permis d'isoler une composante spécifique de la valeur de préservation, qui correspond au bénéfice potentiel des non-usagers sous la forme d'une prime d'assurance.

La valeur de préservation des non-usagers

Par définition, les non-usagers n'ont pas de valeur d'usage contemporaine pour l'eau de la nappe. Dans le cas d'activités récréatives, les individus choisissent d'être ou de ne pas être usager et il n'existe a priori aucune raison pour que les préférences des usagers et des non-usagers soient identiques. Les non-usagers sont en général plus nombreux que les usagers, mais il convient d'en choisir un échantillon représentatif.

Valeur de non-usage et valeur de préservation sont souvent confondues (Walsh *et al.*, 1984; Sutherland et Walsh, 1985). Ainsi, Walsh *et al.* (1984), Greenley *et al.* (1981, 1985) définissent la valeur de préservation comme l'agrégat des valeurs d'option, de legs et d'existence. Fisher et Raucher (1984) emploient la notion de bénéfice intrinsèque, défini comme la somme d'une valeur d'option, d'une valeur de legs, d'une valeur d'existence et d'une valeur esthétique. L'utilisation de la méthode

d'évaluation contingente pour l'évaluation de valeurs d'existence (Diamond et Hausman, 1993) a été beaucoup critiquée. La valeur d'existence représente le montant qu'un individu est disposé à payer pour la préservation d'un bien tout en étant sûr qu'il ne l'utilisera jamais. Bien que le concept de valeur d'existence ait souvent été rejeté, son utilisation est défendable dès lors qu'un acte purement économique repose aussi sur des incitations extra économiques (Arrow, 1993 ; Mitchell et Carson, 1989). Un individu prêt à participer au financement de la préservation d'un bien naturel sans usage le fait pour augmenter son bien-être.

Dès lors, l'estimation d'une valeur de non-usage par des non-usagers d'un bien naturel constitue a priori une démarche intéressante, d'autant qu'il existe très peu d'études à notre connaissance, sur le calcul du rapport « consentement à payer des non-usagers – consentement à payer des usagers ». Dans le cas de fonctions récréatives et écologiques des eaux continentales, ce rapport varie entre 20 et 80 % (Amigues *et al.*, 1995).

Dans notre cas, trois facteurs peuvent influencer de façon significative la valeur de préservation : l'éloignement géographique entre l'individu et le bien, sa connaissance du bien, son incertitude sur la demande pour le bien des générations présentes et futures. La valeur de préservation tendrait à diminuer avec l'éloignement géographique. Mais si un non-usager sait qu'il a une forte probabilité de devenir usager, l'influence négative de l'éloignement est atténuée. De plus, l'intérêt porté à la demande des générations futures peut accroître la valeur de préservation des générations présentes éloignées. Enfin la connaissance même partielle de l'irréversibilité des conséquences d'utilisation du bien (unicité et appartenance à un patrimoine) peuvent accroître d'autant la valeur de préservation. Mais l'influence de ces deux derniers déterminants est difficile à mettre en évidence si le bien ne fait pas partie d'une connaissance collective (Bateman *et al.*, 1995). De plus, l'incertitude de la demande et la connaissance du bien semblent corrélées à l'éloignement. La sensibilité environnementale d'un agent pour un actif donné sera d'autant plus importante qu'il en est proche. Corrélativement, l'incertitude de la demande se réduit avec le rapprochement géographique.

En raison de l'appartenance des non-usagers et des usagers à la même région et du fait de la localisation de ces non-usagers en bordure de la nappe, il a été possible d'effectuer une comparaison de la valeur de préservation des uns et des autres. On peut considérer que l'éloignement géographique des non-usagers est quasi nul. A priori, les non-usagers ont un intérêt dans la préservation de la nappe puisqu'il est prévu dans certaines communes de s'alimenter en eau potable dans la nappe en cas de pollution. Enfin, la nappe phréatique d'Alsace fait partie du patrimoine régional largement médiatisé au fil des événements marquants menaçant la qualité de l'eau.

Fondements théoriques

Soit R le revenu d'un agent et x le vecteur de ses caractéristiques individuelles (âge, sexe, profession...). Appelons $V_i(R, q, x)$ la fonction d'utilité indirecte de l'agent où q est la qualité de l'eau souterraine. $V_i(R, q, x)$ est croissante avec R et avec q . i est l'indice correspondant au type d'agent : $i = u$ si l'agent est usager et $i = nu$ si l'agent est non-usager.

Les usagers sont confrontés à une dégradation certaine de la qualité de leur source d'approvisionnement. En l'absence de programme de préservation, le niveau de référence de la qualité de l'eau souterraine est noté q_0 . Ce niveau de qualité correspond à un scénario de dégradation de la qualité de l'eau. Le programme de préservation permet de garantir une qualité supérieure $q_1 > q_0$. Le consentement à payer des usagers pour un tel programme est donc défini par :

$$V_u(R - CAP_{u,q_1,x}) = V_u(R, q_0, x) \quad (1)$$

Contrairement aux usagers, les non-usagers sont confrontés à un niveau de qualité de référence incertain. Nous faisons l'hypothèse que leur source actuelle est au niveau de qualité q_1 , et qu'une dégradation amènerait la qualité de leur source au niveau q_0 . Dans une telle éventualité, il serait alors possible de recourir à une autre source d'approvisionnement en eau potable de qualité q_1 , par exemple la nappe phréatique, à condition que la qualité ait été maintenue.

La situation de référence d'un non-usager est donc la suivante : avec une probabilité p , la qualité de sa source actuelle restera intacte, au niveau q_1 , et avec une probabilité $1 - p$ la qualité se dégradera au niveau q_0 . Dans ce cas, un non-usager sera confronté au même niveau de qualité qu'un usager en l'absence de programme. Les non-usagers ont toutefois l'option de s'assurer contre un tel risque, en participant au programme de préservation de l'eau de la nappe. Soit p , la probabilité subjective pour un agent que sa source se dégrade. Le consentement à payer des non-usagers est défini par :

$$p V_{nu}(R, q_1, x) + (1 - p) V_{nu}(R, q_0, x) = V_{nu}(R - CAP_{nu,q_1,x}) \quad (2)$$

L'hypothèse sous-jacente est que dans l'événement défavorable, les non-usagers pourraient utiliser l'eau de la nappe si la qualité de celle-ci était préservée. Ils peuvent dès lors « acheter » une assurance en contribuant au programme de préservation de la nappe pour obtenir la qualité q_1 quel que soit l'état du monde.

Si on fait l'hypothèse que la qualité de l'eau est le seul argument de la fonction d'utilité et que la source en tant que telle n'a pas d'importance pour l'agent, les fonctions V_u et V_{nu} sont identiques. Si les fonctions d'utilité des usagers et des non-usagers sont identiques alors :

$$V_{nu}(R, q, x) = V_u(R, q, x) = V(R, q, x) \quad (3)$$

L'expression (2) devient alors :

$$p V(R, q_1, x) + (1 - p) V(R, q_0, x) = V(R - CAP_{nu}, q_1, x) \quad (4)$$

Or $V(R, q_0, x) = V(R - CAP_u, q_1, x)$

Dans ce cas, (4) peut s'écrire :

$$p V(R, q_1, x) + (1 - p) V(R - CAP_u, q_1, x) = V(R - CAP_{nu}, q_1, x) \quad (5)$$

D'après (5), $R - CAP_{nu}$ est l'équivalent-certain de la loterie $(R, R - CAP_u; p, 1 - p)$. CAP_{nu} peut donc encore s'écrire :

$$pR + (1 - p)(R - CAP_u) - \pi(p) = R - CAP_{nu}$$

où $\pi(p)$ est la prime de risque. Soit :

$$CAP_{nu} = (1 - p) CAP_u + \pi(p)$$

Le consentement à payer des non-usagers est donc égal à une proportion de celui des usagers augmenté d'une prime de risque. Le CAP d'un non-usager est fonction de son attitude face au risque et de sa probabilité subjective pour une dégradation de la qualité de son eau potable, et par conséquent de la probabilité qu'il accorde à son approvisionnement en eau potable à partir de la NPA. Ainsi, plus p est faible, plus le CAP sera élevé. Si l'agent est neutre au risque, la prime de risque est nulle et le rapport du consentement à payer d'un non-usager et d'un usager est égal à la probabilité de dégradation de la source. Si le non-usager est certain que sa source va se dégrader ($p = 0$), il est certain d'être un usager futur de l'eau de la nappe et dans ce cas : $CAP_{nu} = CAP_u$.

MÉTHODOLOGIE

Deux enquêtes consécutives ont été réalisées sur la base d'un même questionnaire. La première enquête a été effectuée de mars à juin 1993 auprès d'une population d'usagers de l'eau de la nappe. La seconde a été réalisée de mai à août 1995 auprès d'une population de non-usagers. Pour mener l'étude sur la valeur de la nappe phréatique, la cible la plus appropriée dans un premier temps était celle des usagers de l'eau de la nappe. En effet, les usagers apparaissaient comme étant les plus à même de donner une évaluation de la valeur de préservation. Le fait que les deux études ne se soient pas tenues à la même période n'est pas trop gênant, dans la mesure où les problèmes de pollution n'ont pas évolué entre ces deux périodes. En outre, l'inflation a été quasi nulle entre les deux enquêtes. La comparaison des deux CAP a donc toutes les raisons d'être pertinente.

Questionnaires

Afin de comparer les résultats, nous avons administré aux non-usagers un questionnaire identique à celui des usagers. Toutefois certaines adaptations ont été nécessaires et quelques simplifications ont été apportées pour alléger le questionnaire initial⁽²⁾.

Après une description de la nappe, le non-usager a été informé sur l'origine de son eau potable. On lui a précisé que la possibilité d'un approvisionnement par l'eau de la nappe n'était toutefois pas à exclure en cas de pollution ou de pénurie d'eau.

Enfin, comme dans la première enquête, l'évaluation par une question fermée a été complétée par une question ouverte. Pour tester l'hypothèse relative au poids de l'information, cette séquence de questions a été légèrement modifiée : l'information sur le montant de la facture d'eau a été communiquée tout de suite après la question fermée à la moitié des non-usagers.

Le temps de l'interview a été ramené de 25 minutes dans le premier questionnaire à 15 minutes dans le nouveau questionnaire.

Echantillonnage

Chaque échantillon retenu respecte la répartition socio-économique de la ville selon les données du recensement de la population de 1990 de l'INSEE. La personne de référence interviewée représente le ménage et peut être indifféremment l'homme ou la femme.

Pour former l'échantillon des usagers, dix villes ont été sélectionnées en fonction de la qualité de l'eau de la nappe. Trois villes ont connu (ou connaissent encore au moment de l'enquête) une pollution accidentelle ou récurrente.

Pour les non-usagers, nous avons sélectionné deux nouvelles villes selon les quatre critères suivants : une population de taille supérieure ou égale à 3 000 habitants, une alimentation en eau principalement à partir d'autres sources que la nappe⁽³⁾, la possibilité de satisfaire les besoins fu-

⁽²⁾ Pour simplifier le questionnaire, certaines questions inexploitable de la première enquête ont été omises. De plus, du fait de la très faible sensibilité dans la première enquête à la « fiabilité » (probabilité de succès du programme), une version unique du questionnaire a été proposée aux non-usagers, à savoir « Imaginez que si rien n'est fait, la nappe sera entièrement contaminée. Au contraire, avec un programme de préservation, le risque qu'elle soit contaminée devient pratiquement nul ».

⁽³⁾ En fait, comme il n'existe pratiquement pas de communes qui ne sont pas du tout alimentées par la NPA, le critère retenu est plutôt la quasi-absence d'alimentation par l'eau de la NPA.

turs par l'eau de la nappe et la proximité avec des villes alimentées par la nappe. Les deux derniers critères de sélection renforcent la crédibilité de l'évaluation auprès des non-usagers. La ville de Thann est alimentée essentiellement par la Thur, par des sources et un peu par la nappe. La ville de Guebwiller est uniquement alimentée par des eaux de surface. Depuis 1994, Guebwiller alimente le syndicat le plus proche afin de diluer l'eau de la nappe qui est très calcaire. Depuis juin 1995, une station de pompage permet de faire l'échange inverse : Guebwiller peut être alimentée par l'eau de la nappe en cas de manque d'eau ou de pollution. Aucune de ces villes n'a connu de pollution.

Pour chaque ville, un échantillon aléatoire de 80 personnes a été sélectionné en tout : 817 ménages usagers et 159 ménages non-usagers ont été retenus. Les deux sous-échantillons (usagers et non-usagers) ont des tailles très différentes mais, compte tenu des critères retenus pour la définition des non-usagers, il était difficile d'accroître la taille de l'échantillon des non-usagers. En effet, plus de 80 % de la population alsacienne est alimentée par la nappe.

Hypothèses

La première hypothèse est que les non-usagers ont un *CAP* non nul pour la préservation de la qualité de l'eau de la nappe pour un motif d'assurance. Cependant, ce *CAP* est inférieur en moyenne à celui des usagers qui sont directement concernés par l'état de la nappe. Le test de cette hypothèse peut s'effectuer de deux manières. La première consiste à créer une variable muette qui permet de dissocier les deux échantillons, usagers et non-usagers, dans l'échantillon global, et de tester si cette variable est significative pour confirmer l'hypothèse. La deuxième manière consiste à réaliser un test de comparaison des consentements à payer moyens des usagers et des non-usagers.

Dans l'étude antérieure réalisée sur les usagers, nous avons testé l'hypothèse qu'un apport d'information sur le montant moyen de la facture d'eau du ménage influençait de manière significative son consentement à payer. Testée sur l'échantillon des usagers, cette hypothèse n'a pas été confirmée. Toutefois, ce résultat a pu être provoqué par le fait que les usagers n'ont pas osé réviser leur consentement à payer, après avoir pris connaissance du montant estimé de leur facture. En effet, ce montant était annoncé dans l'enquête après que la personne interviewée a révélé son *CAP* à la question ouverte. Les usagers ont donc pu ressentir une certaine « gêne » vis-à-vis de l'enquêteur à revenir sur leur réponse initiale. Afin de détecter cet éventuel « effet de gêne », l'échantillon des non-usagers a été scindé en deux sous-échantillons de taille égale. Dans l'un des sous-échantillons, l'information sur le montant de la facture était communiquée avant la question ouverte et dans l'autre tout de

suite après comme pour l'enquête réalisée sur les usagers. Afin de tester la présence de l'« effet de gêne », nous avons identifié les deux types de questionnaires soumis aux non-usagers par une variable muette. Un second test a consisté à comparer le consentement à payer moyen lorsque la facture est connue avant la question ouverte avec le CAP moyen lorsque le montant de la facture est révélé après la question ouverte et que les agents peuvent réviser leur CAP.

LES RÉSULTATS

Caractéristiques des échantillons

Les échantillons des usagers et des non-usagers présentent des caractéristiques socio-économiques similaires. Le revenu moyen de l'échantillon s'élève à 12 736 F pour les utilisateurs de la nappe et à 13 276 F pour les non-utilisateurs. L'âge moyen de l'échantillon est de 45 ans quel que soit l'échantillon.

Paradoxalement, les deux échantillons ont le même comportement de consommation d'eau potable et le même jugement d'appréciation des critères quantitatifs et qualitatifs. Par exemple si la majorité des ménages (plus de 75 %) de l'échantillon global estime ne pas avoir été exposée à une pollution de l'eau de leur robinet, certains d'entre eux, habitant des villes non polluées, ont déclaré avoir été confrontés à des pollutions. De la même manière, la fréquence de consommation d'eau du robinet est assez faible pour l'ensemble de l'échantillon puisque plus des deux tiers des ménages ne la consomment que rarement. Même si les non-usagers ont révélé être moins conscients de l'existence de pollutions de la nappe, ils semblent néanmoins sensibilisés à la dégradation potentielle de l'eau souterraine : plus de 86 % des non-usagers pensent qu'il existe des risques de pollution pour les eaux souterraines, en citant pour près de la moitié d'entre eux le problème des nitrates.

Le programme hypothétique de préservation est important pour 98 % des enquêtés quel que soit leur type. 70 % des ménages ont répondu « oui » à l'enchère proposée à la question fermée. Parmi les ménages qui ont refusé l'enchère, 144 usagers, 24 non-usagers ont proposé des montants inférieurs et 107 usagers, 20 non-usagers ont offert une somme nulle. La moyenne du CAP maximal observé avant présentation de la facture est de 617 F pour les usagers, de 374 F pour les non-usagers par an et par ménage. Elle est de 612 F pour les usagers et de 340 F pour les non-usagers après la présentation de la facture.

Variables explicatives de la méthode du référendum

Seules les variables communes aux deux échantillons ont été prises en compte dans les régressions logit. Avec ou sans le logarithme de l'enchère, les variables significatives sont les mêmes. Seuls les résultats de la régression logit sont donc présentés (tableau 1). Rappelons que y désigne la variable expliquée, x_i le vecteur des variables socio-économiques de l'agent i (cf. annexe 3), B le niveau de l'enchère. γ et β sont les paramètres estimés et u_i un terme d'erreur.

Tableau 1:
Résultats du modèle
Logit 1
($y = x_i\gamma + \beta B + u_i$)

	Usagers	Non-usagers	Echantillon G
Dépendant			274,79 (1,25)
*Achat	455,49 (1,53)	1060,4 (1,46)	597,32 (2,28)
*Prix du m ³	-422,40 (-1,42)	-1337,5 (-2,44)	554,88 (-2,19)
*Fréquence	511,02 (2,50)	386,50 (0,57)	509,24 (2,64)
*Risques de pollution	563,51 (2,21)	1135,9 (1,88)	645,01 (2,79)
*Enchère, B	-1,24 (-4,28)	-4,48 (-5,23)	-1,65 (-6,07)
*Travail	475,83 (2,73)	-385,90 (-0,85)	362,42 (2,26)
*Revenu	5,25,E-2(4,12)	7,58,E-2 (2,34)	5,58,E-2 (4,73)
*Dialecte	-240,40 (-1,35)	-152,55 (-0,33)	-231,01 (-1,42)
Constante	-198,1 (-0,44)	-320,9 (-0,30)	-368,1 (-0,92)
Nbre d'observations ⁽⁴⁾	817	159	976
Log-likelihood	-461,6	72,5	-543,7
R^2 Mac Fadden	0,73	0,24	0,84,E-1

(t de Student entre parenthèses)

Les variables significatives diffèrent selon les échantillons. Les variables significatives communes aux trois échantillons sont la connaissance des risques de pollution de la nappe, l'enchère et le revenu.

Si la variable « dialecte » n'est pas significative, l'interprétation du signe négatif de son coefficient n'est pas intuitive. En effet, le fait de parler le dialecte dénote une appartenance à la région, caractéristique qui aurait pu influencer positivement le *CAP*. Nous pouvons l'expliquer par le fait que les personnes qui parlent le dialecte sont relativement plus âgées que la moyenne et que l'âge influence négativement le *CAP*.

Les signes des coefficients de l'ensemble des variables (excepté l'occupation professionnelle) sont identiques dans les deux échantillons. La connaissance du prix du m³ influence négativement le *CAP*. Les per-

⁽⁴⁾ Le nombre d'observations indiquées correspond à la taille de l'échantillon complet, il est possible que selon les régressions, le nombre d'observations soit légèrement inférieur.

sonnes informées peuvent penser que le prix payé comprend des taxes pour la préservation de la NPA. Par contre, la connaissance des risques de pollution pour la nappe phréatique apparaît comme un élément positif dans l'évaluation du CAP. Même s'il est délicat de tirer des conclusions, on peut penser que les deux populations ont tendance à réagir de manière assez similaire.

La variable binaire « dépendant » permet de distinguer les deux échantillons dans l'échantillon global. Cette variable n'est pas significative. Par contre le signe du coefficient est positif : le fait d'être alimenté par la NPA influence positivement le CAP. Ceci ne constitue toutefois qu'un résultat provisoire, qu'il s'agit de compléter par les résultats des régressions à la question ouverte et surtout par un test direct (cf. *infra*, hypothèse 1).

Variables explicatives de la question ouverte

Le calcul du CAP pour la méthode de révélation ouverte est basé sur des modèles de régression linéaire de la forme : $CAP_i = \alpha + \beta x_i + u_i$

A partir de ce modèle, trois types d'estimations ont été réalisées selon les moindres carrés, Box-Cox et Tobit. Le noyau dur des variables significatives est le même quelle que soit la variante et est identique à celui qui est obtenu avec la question fermée. Seuls les résultats des moindres carrés sont présentés ici (tableau 2).

Tableau 2.
Résultats de
la question ouverte
(MCO)

	Usagers	Non-usagers	Echantillon G
Dépendant			117,10 (2,33)
*Durée	2,573 (1,942)	0,309 (0,119)	2,202 (1,85)
*Eau du robinet	73,60 (1,58)	92,06 (0,75)	76,86 (1,77)
*Achat	74,07 (1,06)	62,47 (0,52)	94,52 (1,58)
*Fréquence	115,27 (2,471)	-58,84 (-0,55)	96,59 (2,27)
*Enchère, B	0,619 (9,054)	0,404 (2,91)	0,589 (9,56)
*Travail	148,20 (3,09)	-6,56 (-0,073)	124,94 (2,93)
*Revenu	0,203E-1 (7,35)	0,161E-1 (3,06)	0,197E-1 (7,99)
*Dialecte	-153,21 (-2,94)	-90,448 (-0,94)	-142,75 (-3,10)
*Constante	-283,25 (-2,62)	-71,98 (-0,34)	-365,77 (-3,73)
Moyenne calculée	615	342	570
n	817	159	976
Log-likelihood	-6242,52	-1194,37	-7444,87
R ²	0,1901	0,1317	0,2023

(t de Student entre parenthèses)

Contrairement à la question fermée, la variable « dépendant » est significative dans les trois variantes. La dépendance par rapport à l'eau de la nappe semble avoir une influence positive sur le consentement à payer pour la préservation de sa qualité. Ce résultat préliminaire est confirmé par le test d'hypothèse (cf. *infra*, hypothèse 1).

Les variables significatives communes aux deux échantillons sont l'offre du référendum (+) et le revenu (+). Les non-usagers ne se sont référés véritablement qu'à ces deux variables pour répondre, ce qui est à la fois rassurant et surprenant. En effet, il est surprenant qu'ils n'aient pas intégré l'évaluation de la qualité de leur eau potable pour évaluer l'intérêt d'un programme de préservation de la NPA. Les usagers ont par exemple été motivés par d'autres variables telles que la fréquence de consommation de l'eau du robinet ou la pratique du dialecte. Cependant ce résultat est également rassurant parce que le revenu et l'enchère sont des bornes d'évaluation. En outre, il est possible que les non-usagers n'aient pas pris en compte la dégradation probable de la qualité de leur eau dans leur évaluation. Si tel est le cas, le CAP des non-usagers refléterait davantage de véritables valeurs de non-usage plutôt qu'une prime d'assurance comme semble le suggérer le modèle économique standard.

La question fermée et la question ouverte sont souvent utilisées conjointement. Si l'agent est confronté uniquement à une question ouverte, les réponses risquent d'être trop arbitraires. Cependant, les enchères de la question fermée peuvent induire les réponses à la question ouverte (*anchoring effect*). En effet, on constate que les CAP annoncés à la question de l'évaluation ouverte sont généralement identiques aux enchères du référendum.

ESTIMATION DU CAP MOYEN

Cette section présente, pour les deux échantillons (usagers et non-usagers), un récapitulatif des estimations des CAP moyens. Pour plus de détail, le lecteur pourra se reporter à l'annexe 4 pour les moyennes issues des modèles basés sur la question fermée et à l'annexe 5, pour les moyennes issues des modèles basés sur la question ouverte.

La première moyenne correspond à la moyenne observée, la seconde, à la moyenne calculée à partir d'un modèle Logit sur la base du modèle de Hanemann (1984). La troisième moyenne correspond à la régression linéaire réalisée à partir des réponses à la question ouverte. Enfin, la dernière méthode donne une moyenne calculée à partir d'une méthode non paramétrée pour les données du référendum, le Turnbull. Nous constatons que cette estimation donne des résultats similaires à ceux obtenus avec les modèles logit.

Tableau 3. Moyennes des CAP

	Usagers	Intervalle de confiance à 95 %	Non-usagers	Intervalle de confiance à 95 %
Moyenne observée	617 F		340 F	
Moyenne Logit ⁽⁵⁾	719 F	[663,775]	587 F	[541,633]
Moyenne MCO	615 F	[585,645]	342 F	[317,367]
Moyenne Turnbull	692 F	[660,723]	456 F	[393,519]

LES RÉSULTATS DES HYPOTHÈSES

La variable utilisée pour le test de comparaison de moyenne est l'offre maximale annoncée par l'agent dans la question ouverte et le modèle de régression retenu est la méthode des moindres carrés ordinaires.

Hypothèse n° 1 : $\mu_{NU} > 0$ et $\mu_U > \mu_{NU}$

Il n'est pas nécessaire de tester $\mu_{NU} > 0$ car en moyenne le CAP des non-usagers est non nul. Le fait que les non-usagers aient un CAP strictement positif n'était pas évident a priori. En effet, si le CAP ne reflétait qu'une valeur d'usage, les non-usagers auraient très bien pu refuser de payer. L'évaluation que nous avons menée permet donc bien d'estimer une valeur de préservation, à savoir une valeur qui reflète à la fois une volonté de se garantir la possibilité d'usage futur éventuel, une volonté de legs aux générations futures et une volonté de préserver dans un but d'existence pure de l'actif. Il semblerait de surcroît que les motifs de legs et d'existence soient plus importants que les motifs d'assurance comme nous l'avons observé plus haut.

Soit μ_U , le CAP moyen des usagers et μ_{NU} le CAP moyen des non-usagers. Selon l'hypothèse nulle H_0 , $\mu_U = \mu_{NU}$ et selon l'hypothèse alternative H_1 , $\mu_U > \mu_{NU}$, H_0 est rejetée au seuil $\alpha = 1\%$. Les moyennes des deux populations sont donc significativement différentes, et on a bien $\mu_U > \mu_{NU}$. Ce test confirme donc l'hypothèse que la dépendance par rapport à la nappe a une influence positive sur le consentement à payer.

D'après le test de comparaison des moyennes, la première hypothèse semble validée. On peut toutefois mettre en doute l'origine réelle de cette différence entre les deux moyennes car les montants des enchères proposées aux non-usagers (50, 100, 250, 500, et 750) ne sont pas exactement les mêmes que ceux des usagers (250, 500, 750, 1000). Aussi

⁽⁵⁾ L'intervalle de confiance du modèle Logit est basée sur une variance asymptotique.

l'écart constaté entre les deux *CAP* moyens peut-il être dû au choix des enchères et non pas à la dépendance par rapport à la nappe. Le choix des enchères pour les non-usagers était destiné à limiter les réponses négatives à la question fermée. Afin de vérifier si la différence entre les deux moyennes n'est pas uniquement le résultat d'un biais d'ancrage, nous avons recalculé les *CAP* moyens pour les usagers et les non-usagers, seulement pour les individus soumis aux mêmes enchères (tableau 4). Ainsi, les enchères communes sont 250 F, 500 F et 750 F. Ont été éliminées de la régression les offres de 50 et 100 F chez les non-usagers et de 1 000 F chez les usagers. Pour le modèle Logit, la régression sur le sous-échantillon d'usagers n'entraîne pas de modification significative. Par contre le *CAP* moyen pour les non-usagers diminue fortement dans la question fermée. Cette baisse peut s'expliquer par le fait que les non-usagers répondent négativement lorsque le montant de l'offre proposée est élevée, ce qui est précisément le phénomène que nous avons voulu éviter dans le questionnaire en décalant les enchères vers zéro. Pour la question ouverte, avec ces nouvelles régressions, le *CAP* moyen des non-usagers augmente et le *CAP* moyen des usagers diminue. Ce résultat s'explique à notre avis par la présence d'un biais d'ancrage. Néanmoins, nous pouvons remarquer que les *CAP* moyens restent significativement différents entre le groupe des usagers et des non-usagers. De plus, en raison des biais possibles induits par la restriction des sous-échantillons aux valeurs communes, les estimations obtenues avec les échantillons entiers nous semblent plus fiables. Nous retiendrons par conséquent les valeurs obtenues précédemment (tableau 3).

Tableau 4. Calcul des moyennes avec des enchères communes aux deux échantillons usagers et non-usagers

Echantillon total (rappel)	Usagers	Non-usagers	Sous-Echantillon (enchères communes)	Usagers	Non-usagers
Logit 1 (C3)	719 F	587 F	Logit 1 (C3)	728 F	120 F
MCO	615 F	342 F	MCO	545 F	445 F

Hypothèse n° 2 : Valeur de l'information

Selon l'hypothèse 2, le *CAP* moyen diffère selon que les personnes prennent connaissance du montant de leur facture d'eau avant ou après leur première évaluation à la question ouverte. Ce test est réalisé sur l'échantillon des non-usagers, en introduisant une variable muette notée « *info* », permettant de différencier deux sous-échantillons : $Info = 0$, quand les individus reçoivent l'information concernant l'estimation de leur facture d'eau après avoir répondu à la question ouverte et qu'on leur donne la possibilité de réviser leur réponse et $info = 1$, quand les individus ont l'information avant de répondre à la question ouverte. Soit μ_0 , le *CAP* moyen pour le sous-échantillon pour lequel $Info = 0$ et μ_1 , le *CAP* moyen pour le sous-échantillon $info = 1$. L'hypothèse nulle est $\mu_0 = \mu_1$ et

l'hypothèse alternative est $\mu_0 \neq \mu_1$. L'hypothèse nulle est acceptée au seuil de 5 %. Les individus du groupe *info* = 1 ont un CAP moyen de 437 F et ceux du groupe *info* = 0 de 434 F. Les moyennes ne sont donc pas significativement différentes. Le moment où l'on apporte l'information n'affecte pas le montant du CAP pour les non-usagers. Ce résultat confirme donc le fait que les individus ne révisent pas leur CAP après un apport d'information sur la facture d'eau.

CONCLUSION

Le résultat principal de cette étude fait ressortir que les non-usagers de la NPA ont un consentement à payer positif pour la préservation de la NPA, qui est davantage imputable à des motifs de legs et d'existence qu'à une prime d'assurance. La méthode d'évaluation contingente appliquée à la préservation des eaux souterraines permet donc d'isoler une valeur de préservation indépendante de l'usage. Si on prend comme indicateur de la valeur de préservation le rapport CAP_{nu}/CAP_u , la valeur de non-usage représente, dans le cas de la préservation de la qualité de l'eau souterraine, environ 60 % du CAP, ce qui est très élevé.

L'hypothèse selon laquelle la dépendance par rapport à la NPA influence significativement le CAP quel que soit le mode de calcul retenu constitue le second résultat important de notre enquête. En effet, la moyenne du CAP des non-usagers est inférieure à celle des usagers.

Finalement, on peut observer que les deux méthodes de révélation retenues pour l'estimation des valeurs de préservation donnent des résultats concordants.

Notons toutefois, que l'estimation du CAP moyen que nous obtenons reste incomplète dans la mesure où elle a été réalisée uniquement sur la partie française. Pour estimer les bénéfices économiques, en regroupant les CAP individuels, il serait nécessaire de prendre en compte le CAP des résidents en Allemagne.

BIBLIOGRAPHIE

- AMIGUES (J.-P.), BONNIEUX (F.), LE GOFFE (P.), POINT (P.), 1995 — *Valorisation des usages de l'eau*, Economica, INRA, 112 p.
- ARROW (K.), 1993 — Contingent valuation of non-use values : Observations and questions, in : *Contingent Valuation – A Critical Assessment*, J. A. HAUSMAN (ed.), North Holland, pp. 479-483.

- BATEMAN (I. J.), LANGFORD (I. H.), TURNER (R. K.), WILLIS (K. G.), GARROD (G. D.), 1995 — Elicitation and truncation effects in contingent valuation studies, *Ecological Economics*, 12, pp. 161-179.
- DIAMOND (P. A.), HAUSMAN (J. A.), 1993 — On contingent valuation measurement of non-use values, in: *Contingent Valuation - A Critical Assessment*, J. A. HAUSMAN (ed.), North Holland.
- FISHER (A.), RAUCHER (R.), 1984 — Intrinsic benefits of improved water quality: conceptual and empirical perspectives, in: *Advances in Applied Micro-economics. A research annual*, V. K. SMITH, A. D. WHITE (eds), JAI. Press Inc., vol. 3, pp. 37-66.
- GREENLEY (D. A.), WALSH (R. G.), YOUNG (R. A.), 1981 — Option value: empirical evidence from a case study of recreation and water quality, *The Quarterly Journal of Economics*, pp. 657-673.
- GREENLEY (D. A.), WALSH (R. G.), YOUNG (R. A.), 1985 — Option value: empirical evidence from a case study of recreation and water quality: reply, *The Quarterly Journal of Economics*, 100, pp. 295-299.
- HAAB (T. C.), MCCONNEL (K. E.), 1997 — Referendum models and negative willingness to pay: alternatives solutions, *Journal of Environmental Economics and Management*, vol. 32, pp. 251-270.
- HANEMANN (W. M.), 1984 — Welfare evaluations in contingent valuation experiments with discrete responses, *American Agricultural Economics Association*.
- LANGFORD (I. H.), BATEMAN (I. J.), 1993 — Welfare measures for contingent valuation: estimation and reliability, *CSERGE Working Paper GEC*.
- MADDALA (G. S.), 1983 — *Limited Dependent and Quantitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press.
- MITCHELL (R. C.), CARSON (R.), 1989 — *Using survey to value public goods: the contingent valuation method*, *Ressources for the future*, The J. Hopkins University, Washington, 463 p.
- ROZAN (A.), 1995 — Evaluation contingente. Estimation de la valeur de préservation de la qualité de la NPA des non-usagers, Mémoire de DEA, Université Louis Pasteur, Faculté de sciences économiques et de gestion, Strasbourg 1.
- STENGER (A.), 1994 — Evaluation contingente des actifs environnementaux: application à la valeur de préservation de la qualité des eaux souterraines, Thèse pour le doctorat de sciences économiques, Université Louis Pasteur, Faculté de sciences et de gestion, Strasbourg 1.

- STENGER (A.), 1997 — Valeur de préservation des eaux souterraines : application de la méthode d'évaluation contingente, *Revue d'Economie Politique*, 107 (4), juil-août.
- STENGER (A.), WILLINGER (M.), 1998 — Preservation value for groundwater quality in a large aquifer: a contingent valuation study of the Alsatian aquifer, *Journal of Environmental Management*, 1998 (à paraître).
- SUTHERLAND (R.), WALSH (R.), 1985 — Effects of distance on the preservation value of water quality, *Land Economics*, 61, 3, pp. 281-291.
- WALSH (R.), LOOMIS (S. J.), GILLMAN (R.), 1984 — Valuing option, existence and bequest demands for wilderness, *Land Economics*, 60, 1, pp. 14-29.

ANNEXE 1

La méthode du choix discret

Pour la méthode du choix discret, on a recours à une estimation par la méthode du maximum de vraisemblance (modèle Logit). Cette méthode permet de calculer un consentement à payer espéré pour chaque individu. La moyenne a été estimée de deux manières : d'une part, à partir du « modèle d'utilité aléatoire » (Hanemann, 1984) et d'autre part, à partir d'un « modèle économétrique » qui ne présuppose pas une hypothèse de comportement particulière de la part des agents interrogés.

1 - Le modèle d'utilité aléatoire

La réponse à une question fermée peut s'expliquer par la maximisation de l'utilité (Hanemann, 1984). La fonction d'utilité de l'agent s'écrit : $U(q,y,x)$ avec q indicateur de la qualité de l'eau de la nappe ($q = 0$ si l'eau est polluée et $q = 1$ si l'eau est de bonne qualité), y représente le revenu et x est un vecteur de variables socio-économiques.

Comme $U(1,y,x) > U(0,y,x)$, le consentement à payer maximum pour la préservation de la qualité de l'eau est la solution de :

$$U(1,y - CAP,x) = U(0,y,x) \tag{1}$$

Du point de vue de l'analyste, l'utilité de l'agent n'est pas observable. On suppose dès lors qu'elle comporte une composante aléatoire ϵ_q , telle que :

$$U(q,y,x) = V(q,y,x) + \epsilon_q \tag{2}$$

ϵ_q est une variable aléatoire d'espérance nulle ($E(\epsilon_q) = 0$) et $V(q,y,x)$ est l'espérance de $U(q,y,x)$.

Soit B , une contribution positive forfaitaire pour la participation à un programme de préservation de la qualité proposée à l'agent. L'agent a le choix d'accepter de payer B et de participer au programme de préservation de la qualité de la nappe, ou de refuser. Il accepte le montant proposé si son $CAP \geq B$:

$$V(1,y - B,x) + \epsilon_1 \geq V(0,y,x) + \epsilon_0$$

Ainsi, la probabilité que l'agent réponde « oui » à l'offre du questionnaire est définie par :

$$\begin{aligned} \text{Prob}(\text{« oui »}) &= \text{Prob}[V(1,y - B,x) + \epsilon_1 \geq V(0,y,x) + \epsilon_0] \\ &= \text{Prob}(\Delta V \geq \eta) = F_\eta(\Delta V) \end{aligned} \tag{3}$$

avec $\Delta V = V(1,y - B,x) - V(0,y,x)$ et $\eta = \epsilon_0 - \epsilon_1$

$F_\eta(\Delta V)$, la fonction de répartition de η , est la probabilité que l'agent réponde « oui ».

Afin de mettre en évidence cette probabilité qui dépend de l'offre proposée

(B), appelons-la $G(B)^{(6)}$, avec :

$$F_{\eta}(\Delta V) = \text{Prob}(\eta < \Delta V) \equiv \text{Prob}(B < CAP) = G(B) \quad (4)$$

Le consentement à payer espéré est défini par :

$$E(CAP) = \int_{t_1}^{t_2} G(B) dB \quad (5)$$

t_1 et t_2 représentent respectivement le montant forfaitaire minimum et maximum.

Si on fait l'hypothèse que η suit une loi « logit », $F_{\eta}(\cdot)$ est définie par :

$$F_{\eta}(\Delta V) = 1 / (1 + e^{-\Delta V}) \quad (6)$$

Hanemann envisage notamment le cas particulier où la fonction d'utilité est linéaire :

$$V(q, y, x) = \alpha_q + \beta y, (\beta > 0) \quad (7)$$

où α_q est une constante qui dépend de q .

$$\Delta V = [\alpha_1 + \beta(y - B)] - [\alpha_0 + \beta y] = (\alpha_1 - \alpha_0) - \beta B$$

Si on pose $\alpha = (\alpha_1 - \alpha_0)$, alors $\Delta V = \alpha - \beta B$ (8)

La relation (8) montre que dans le cas des utilités linéaires, la différence des utilités est indépendante du revenu. Comme α et β entrent dans le calcul de l'espérance du consentement à payer, leur estimation est issue d'une régression où l'on a éliminé le revenu. En tenant compte de (6) et de l'hypothèse de linéarité de la fonction d'utilité, (5) devient :

$$E(CAP) = 1/\beta \log [1 + e^{\alpha - \beta B}]_{t_1}^{t_2} \quad (9)$$

Selon le choix des bornes, t_1 et t_2 , on obtient différentes estimations de la moyenne. Langford et Bateman (1993) ont proposé trois cas que nous repreneons ici :

* Cas 1 : $t_1 = -\infty$ et $t_2 = +\infty$

$$C_1 = -\alpha/\beta \quad (10)$$

Cet indicateur peut être retenu dans les situations où certains agents sont gagnants ($CAP > 0$) et d'autres perdants ($CAP < 0$), car on considère tout l'intervalle] $-\infty$, $+\infty$ [. Lorsque tous les agents sont « gagnants », comme c'est le cas dans notre étude, il est raisonnable de restreindre l'estimation de la moyenne à l'intervalle [0, $+\infty$ [. Dans l'article, nous n'avons pas retenu cet indicateur.

* Cas 2 : $t_1 = 0$ et $t_2 = +\infty$

$$C_2 = -1/\beta \ln(1 + e^{\alpha}), 0 \leq C_2 < \infty \quad (11)$$

Cette valeur a tendance à surestimer la moyenne. Pour y remédier, on peut réaliser une troncature supérieure :

⁽⁶⁾ $G(B)$ est la fonction décumulative, $\text{Prob}(CAP > B)$ et $1 - G(B)$ est la fonction de répartition.

* Cas 3 : $t_1 = 0$ et $t_2 = M$ où M est une borne finie

$$C_3 = -1/\beta \ln[(1 + e^\alpha)/(1 + e^{\alpha-\beta M})], 0 \leq C_3 < M \tag{12}$$

On choisit en général pour M , l'offre maximale du référendum, notée B^{max} . Selon Sellar *et al.* (1986), ne pas tronquer la moyenne revient à prendre en compte des montants qu'aucun agent ne serait capable d'offrir pour la préservation du bien en question. L'offre maximale retenue pour le calcul de la moyenne s'élève à 1 000 F. Cette valeur aura tendance à sous-estimer la moyenne.

Le CAP espéré pour chaque agent a été estimé à partir de la relation (8), en estimant les paramètres α et β sur la base du modèle Logit. Nous avons également calculé le CAP espéré avec l'hypothèse que la différence d'utilité pouvait être influencée par les variables socio-économiques, x^* (l'astérisque signifie que l'on considère l'ensemble des variables socio-économiques, exception faite du revenu). La relation (8) devient alors :

$\Delta V = \alpha - \beta B + \gamma x^*$, où γ est le vecteur de paramètres du vecteur de variables x^* .

Définissons $k = \gamma \xi^*$, où ξ^* est le vecteur des valeurs moyennes de x^* . La relation (9) s'écrit alors :

$E(CAP) = 1/\beta \log [1 + e^{\alpha-\beta B+k}]_{t_1}^{t_2}$. Les moyennes correspondant aux trois cas envisagés précédemment sont alors transformées de la manière suivante :

Cas 1 : $C_1^* = -(\alpha + k)/\beta$

Cas 2 : $C_2^* = -1/\beta \ln(1 + e^{\alpha+k}), 0 \leq C_2^* < \infty$

Cas 3 : $C_3^* = -1/\beta \ln[(1 + e^{\alpha+k})/(1 + e^{\alpha-\beta M+k})], 0 \leq C_3^* < M$

2 - Le modèle économétrique

L'agent répond « oui » si, et seulement si, son consentement à payer (CAP_i^*) est supérieur à l'offre proposée dans le questionnaire (B_i). CAP_i^* n'étant pas directement observable, on ne dispose que de la variable discrète, z_i , telle que :

$$z_i = 1 \text{ si } CAP_i^* \geq B_i \text{ et } z_i = 0 \text{ si } CAP_i^* < B_i$$

B_i peut prendre différentes valeurs dans la question du référendum⁽⁷⁾. Pour l'échantillon global, les offres vont de 50 F à 1 000 F. Notons $z_i^* = CAP_i^*$,

⁽⁷⁾ Les montants sont issus d'une « pré-enquête » réalisée sur un échantillon aléatoire de 20 personnes. Suite à cette enquête, quatre montants ont été retenus pour le questionnaire destiné aux usagers. La structure des questionnaires était alors : 250 F (25 %), 500 F (25 %), 750 F (25 %), 1 000 F (25 %).

Pour les questionnaires destinés aux non-usagers, nous avons proposé des montants différents. Le montant le plus élevé a été supprimé et des montants plus faibles ont été rajoutés. Ces modifications ont été introduites pour adopter le questionnaire à la nouvelle population afin de réduire les réponses négatives à la questions du référendum. La deuxième structure de questionnaires est donc la suivante : 50 F (20 %), 100 F (20 %), 250 F (20 %), 500 F (20 %), 750 F (20 %).

pour alléger les notations ⁽⁸⁾ et supposons que z_i^* est une fonction linéaire des autres variables :

$$z_i^* = x_i\gamma + u_i \quad (13)$$

où u_i est un terme d'erreur tel que $E(u_i) = 0$. u_i/σ suit une loi de fonction de répartition logistique, notée F .

A partir de la relation (13), on obtient la loi de la variable qualitative observée z_i . La probabilité que l'agent réponde « oui » est :

$$\begin{aligned} \text{Prob}[z_i = 1] &= \text{Prob}[z_i^* \geq B_i] = \text{Prob}[x_i\gamma + u_i \geq B_i] \\ &= \text{Prob}[u_i \geq B_i - x_i\gamma] = \text{Prob}[u_i/\sigma \geq (B_i - x_i\gamma)/\sigma] \end{aligned} \quad (14)$$

$$P[z_i = 1] = 1 - F(B_i/\sigma - x_i\gamma/\sigma) = F(-B_i/\sigma + x_i\gamma/\sigma) \quad (15)$$

Pour comparer les résultats des différents échantillons, on normalise les coefficients par σ .

L'intérêt de cette méthode est que le revenu, qui est une variable explicative particulièrement significative, intervient directement dans le calcul de la moyenne, contrairement au modèle d'utilité linéaire de Hanemann. Pour obtenir une estimation de la moyenne du CAP, il suffit de prendre l'espérance de l'équation (13) :

$$E(z_i^*) = E(x_i\gamma + u_i) = x_i\gamma \quad (16)$$

⁽⁸⁾ Par convention, z_i représente la variable qualitative et z_i^* , la variable quantitative.

*Si oui : Précisez votre profession ?

*Si non : Pour quelles raisons ?

Chômeur, Précisez la profession antérieure :

Retraité, Précisez la profession antérieure :

Inactif (n'ayant jamais travaillé)

PHASE 1 : QUESTIONS RELATIVES À LA GESTION DE L'EAU

1. Pouvez-vous m'indiquer le montant de votre facture d'eau annuelle ?

OUI NON Combien ?

2. Connaissez-vous le prix du m³ d'eau que vous payez ?

OUI NON Combien ?

3. Pensez-vous que ce prix est plus ou moins élevé que le prix à [] ?

Plus élevé Moins élevé Ne sait pas

{Si l'interviewé demande le prix de l'eau, ne pas lui donner mais lui indiquer qu'il le saura dans la suite du questionnaire : « nous ne pouvons vous donner le prix pour l'instant car nous aimerions connaître votre propre évaluation sur la protection de la qualité de l'eau. Nous vous le donnerons à la fin de l'interview. »

PHASE 2 : QUALITÉ DE LA NAPPE PHRÉATIQUE

Dans cette phase, nous aimerions savoir ce que vous pensez de la qualité de la nappe phréatique à travers quelques questions

4. Que pensez-vous de la qualité des eaux citées ci-dessous ? (Présenter le tableau 1)

* Eau du Rhin

excellente très bonne bonne assez bonne mauvaise très mauvaise ne sait pas

N.B. : Lorsque les réponses sont « mauvaise » ou « très mauvaise, compléter la question »

Pourquoi ?

Rumeurs

Connaissance de pollutions

Autre

* Eau des rivières

excellente très bonne bonne assez bonne mauvaise très mauvaise ne sait pas

* Eau en bouteille

excellente très bonne bonne assez bonne mauvaise très mauvaise ne sait pas

* Eau de la nappe phréatique

excellente très bonne bonne assez bonne mauvaise très mauvaise ne sait pas

5. Achetez-vous régulièrement de l'eau en bouteille ?

OUI NON

[si oui, poser 5a si non, poser directement 5b]

5a. Pourquoi achetez-vous de l'eau en bouteille ?

*Parce que l'eau en bouteille a meilleur gout que l'eau du robinet

OUI NON

*Parce que vous craignez que l'eau du robinet soit contaminée par des polluants

OUI NON

*Parce que vous savez que l'eau du robinet est polluée

OUI NON

*Par habitude

OUI NON

*Pour les qualités de l'eau en bouteille

OUI NON

5b. Chez vous, buvez-vous de l'eau du robinet ?

toujours souvent parfois rarement jamais

5c. Sachant que l'eau potable provient pour une grande partie de [], que pensez-vous de l'eau du robinet ?

excellente très bonne bonne assez bonne mauvaise

très mauvaise NsP

Si mauvaise, Pourquoi ?

6. Avez-vous été confronté à un problème de pollution de l'eau du robinet ?

OUI Quand ?

NON NsP

6a. Avez-vous connaissance de pollution sur la nappe phréatique ?

OUI Où ?

NON NsP

7. Selon vous, existe-t-il des risques de pollution de la NPA ?

OUI Lesquels ?

NON

8. Pensez-vous que les polluants puissent avoir des effets sur la santé ?

très grave grave pas grave NsP

cela dépend ? de quoi ?

PHASE 3 : PRÉSERVATION DE LA QUALITÉ DE L'EAU

On sait que préserver la qualité de la nappe peut coûter très cher. Mais, d'un autre côté, nous savons peu de choses sur les bénéfices de cette préservation. Ce manque d'information sur les bénéfices tient à l'absence de marché.

Dans cette phase, vous serez amené à évaluer vous-même l'importance de la préservation de la qualité de la nappe.

9. Pensez-vous que le fait de préserver la qualité de la NPA soit

très important assez important pas important NsP

10. Regardez le tableau 2 et donnez-moi la réponse qui correspond à votre avis personnel ?

[1] On ne dépense pas assez pour la préservation de la nappe

[2] On dépense assez pour la préservation de la nappe, mais pas de façon efficace

[3] On dépense trop pour la préservation de la qualité de la nappe

[4] Ne sait pas

11. Dans cette question, nous souhaiterions évaluer l'intérêt à protéger ou non la qualité de la nappe. L'eau de la nappe phréatique est une eau de bonne qualité dans la plupart des communes. Mais elle est menacée par différentes sources de pollution.

Il s'agit de stopper les pollutions actuelles et d'empêcher l'apparition de nouvelles pollutions.

Imaginez que si rien n'est fait, la nappe sera entièrement contaminée d'ici 10 ans. Au contraire, avec un programme de préservation, le risque qu'elle soit contaminée est nettement réduit.

Si vous deviez payer [X] F pour préserver la nappe dans son état actuel, accepteriez-vous de payer par an et pour votre ménage ce supplément de [X] F sur votre facture d'eau ?

OUI NON

N.B. : Si pas de réponse, voir 12b

12. Quel est le montant maximum que vous seriez prêt à payer par an pour protéger la qualité de la nappe ?

12a. _____ F

Pas de réponse (=12b)

12b. *(Si pas de réponse)*

Pour quel motif ne répondez vous pas ?

Vous souhaitez répondre mais vous ne savez pas répondre

OUI NON

Si OUI, aller en 12c

Si NON :

M1 Vous n'êtes pas intéressé

OUI NON

M2 Vous n'estimez pas nécessaire de préserver la nappe

OUI NON

M3 Vous payez déjà assez

OUI NON

M4 Ce n'est pas à vous de payer

OUI NON

M5 Vous n'avez pas assez d'information

OUI NON

12c. Pour vous aider à évaluer le montant maximum que vous seriez prêt à payer par an pour protéger la qualité de la nappe, vous pouvez vous servir des différents montants (montrer tableau 3)

0 F 10 F 20 F 30 F 40 F 50 F

60 F 70 F 80 F 90 F 100 F 150F

200 F 250 F 300 F 350 F 400 F 450 F

500 F 750 F 1 000 F

[Si le montant est 0 F : Pourquoi ? Proposer les motifs de M1 à M5]

13. Actuellement, un ménage de [] personnes paye en moyenne []F (voir fiche facture) pour sa consommation annuelle en eau potable. Cette information vous fait-elle changer d'avis par rapport à votre réponse précédente ?

OUI (poser la question 14)

NON (poser la question 15)

14. Vous souhaitez revoir votre réponse. Pouvez-vous m'indiquer le montant que vous seriez prêt à payer ?

OUI Combien ? _____ F

NON (poser la question 14a)

14a. De quelle manière souhaitez vous réévaluer votre montant ?

*A la hausse OUI NON

*A la baisse OUI NON

Pour évaluer le nouveau montant maximum que vous seriez prêt à payer, vous pouvez vous servir des différents montants proposés (tab3)

(Si montant = 0 F, Pourquoi ? Proposer les motifs M1 à M5)

15. En résumé, vous êtes donc bien prêt à verser au maximum _____ F

16. Pouvez-vous m'indiquer les raisons pour lesquelles vous seriez prêt à payer _____F pour protéger la qualité de la NPA ?

Si réponse : 1, si pas de réponse : 0

16a. (si pas de réponse)

Voici quelques possibilités qui pourraient être les raisons qui vous ont amené à payer _____ F pour protéger la qualité de la nappe

*Vous garder la possibilité de disposer d'une eau de bonne qualité pour vos besoins futurs éventuels

OUI NON NsP

*La volonté de léguer aux générations futures une eau de bonne qualité

OUI NON NsP

*La volonté de préserver la qualité de cette ressource même si vous n'êtes pas amené à l'utiliser

OUI NON NsP

16b. En bref, pour récapituler les raisons qui vous amènent à payer _____ F pour protéger la qualité de la nappe sont :

*Vous garder la possibilité de disposer d'une eau de bonne qualité pour vos besoins futurs éventuels

OUI NON NsP

*La volonté de léguer aux générations futures une eau de bonne qualité

OUI NsP

*La volonté de préserver la qualité de cette ressource même si vous n'êtes pas amené à l'utiliser

OUI NON NsP

17. Pensez-vous que dans les 10 prochaines années vous serez toujours en Alsace ?

OUI NON NsP

PHASE 4 : CONCLUSION

a) A quelle tranche d'âges appartenez-vous ?

b) Sexe ?

c) Quel est votre niveau d'études ?

CAP Certificat d'études Brevet des collèges
BEP Baccalauréat Etudes supérieures

d) Pourriez-vous m'indiquer sur la carte suivante (tab 4), la classe de revenu mensuel dans laquelle vous situez votre ménage ?

e) Parlez-vous le dialecte ?

OUI NON

ANNEXE 3

Définition des variables explicatives

Variable	Définition
dépendant (<i>échantillon global</i>)	= 1 pour usagers et 0 pour non-usagers
durée	nombre d'années vécues en Alsace
connaissance de la facture d'eau	= 1 si connaissance individuelle de la facture d'eau, 0 sinon
prix du m ³	=1 si connaissance à 1,5 franc près du prix de l'eau, 0 sinon
eau potable	=1 si opinion bonne de la qualité de l'eau du robinet, 0 sinon
achat d'eau	=1 si achat d'eau embouteillée, 0 sinon
fréquence	fréquence de consommation d'eau du robinet (« jamais à parfois » = 1, 0 si « souvent »)
exposition à la pollution (jugement individuel)	déjà exposé à une pollution de l'eau potable (= 1 si oui, 0 sinon)
connaissance des pollutions	connaissance des pollutions des eaux souterraines (= 1 si oui, 0 sinon)
risques de pollution	connaissance des risques pour les eaux souterraines (= 1 si oui, 0 sinon)
santé	évaluation des effets des polluants sur la santé (= 1 si graves, 0 sinon)
dépenses de prévention	avis sur les dépenses actuelles de prévention (=0 si insuffisantes, 1 sinon)
enchère	niveau d'enchère proposée dans la question fermée (250-500-750-1000) pour les usagers et (50-100-250-500-750) pour les non-usagers
information facture	= 1 si variation du consentement à payer après la présentation de la facture d'eau, 0 sinon
sédentarité	= 1 si probabilité de rester en Alsace dans les 10 prochaines années, 0 sinon
revenu	revenu du ménage
travail	= 1 si occupation professionnelle et 0 sinon
âge	âge de l'individu interrogé
sexe	= 1 si femme, 0 sinon
dialecte	= 1 sait parler le dialecte, 0 sinon

ANNEXE 4

Estimations des consentements à payer
moyens de la méthode fermée

Le tableau suivant présente pour chaque échantillon, les moyennes calculées sur la base des hypothèses du modèle désormais classique de Hanemann (cf. annexe 1) et à partir du modèle économétrique. Ce dernier modèle n'est pas basé sur le modèle économique standard du consommateur. Enfin, la dernière moyenne calculée sur la base des réponses à la question du référendum correspond à l'application d'une méthode non paramétrée, le Turnbull (Haab, Mc-Connel, 1997).

Tableau 5. Moyennes des CAP dans la méthode fermée

Echantillon ⁽⁹⁾	Moyenne calculée	1-G(B) = $\alpha + \beta B$		1-G(B) = $\alpha + \beta B + k$		Moyenne économétrique	Moyenne Turnbull
		Logit1	Logit2	Logit1	Logit2		
Usagers (617 F)	<i>C₂</i>	1546	2297	1548	2464	1340	692
	<i>C₃</i>	719	448	729	463		
NU (340 F)	<i>C₂</i>	642	639	635	654	616	456
	<i>C₃</i>	587	404	592	425		
G (568 F)	<i>C₂</i>	1349	1864	1314	1818	1069	
	<i>C₃</i>	715	450	725	475		

N.B. : cf. annexe 1 pour le calcul des moyennes

Le calcul des C_i est issu d'un modèle Logit (logit 1) et d'un modèle log-logit (logit 2) où la variable explicative est l'enchère proposée. Le calcul des C_i^* s'est effectué à partir d'un modèle Logit où seules les variables significatives, exception faite du revenu, ont été retenues. On constate que C_3 donne les résultats les plus satisfaisants par rapport aux moyennes observées. Ce résultat est en accord avec la théorie. En effet la troncature (B^{max}) apparaît plus réaliste que l'infini (Langford & Bateman, 1993).

Pour le calcul du CAP moyen du modèle économétrique, seules les variables significatives sont prises en compte. La régression employée est basée sur le modèle Logit 1. La moyenne obtenue avec le modèle économétrique est proche de la moyenne C_2 , moyenne sans troncature. Cette moyenne a donc tendance à surestimer par rapport à la moyenne observée ou par rapport à C_3 , moyenne tronquée.

Les estimations obtenues par la méthode du Turnbull, méthode non paramétrée, sont du même ordre de grandeur que celles obtenues avec des estimations par troncature.

Enfin, le consentement à payer moyen des non-usagers est toujours inférieur à celui des usagers quel que soit le mode de calcul du CAP moyen sans pour autant représenter une part négligeable.

⁽⁹⁾ Les moyennes observées pour chaque échantillon sont présentées en italique.

ANNEXE 5

Estimations des consentements à payer
moyens de la méthode ouverte

Le tableau ci-dessous présente les moyennes obtenues à partir des différents modèles basés sur la réponse à la question ouverte. On constate que les moyennes calculées sont proches quel que soit le modèle. Toutefois, la moyenne obtenue par le modèle Box-Cox a tendance à surévaluer par rapport à la moyenne observée. Le CAP moyen des non-usagers est inférieur à celui des usagers. Ce résultat confirme l'intuition de notre première hypothèse, il doit être confirmé par un test de comparaison de deux moyennes.

Tableau 6.
Moyennes estimées
– question ouverte

	Usagers	Non-usagers	Echantillon G
MCO	615 F	342 F	570 F
Box-Cox	705 F	394 F	653 F
Tobit	634 F	330 F	576 F
Moyenne observée	617 F	340 F	568 F