



Liberté • Égalité • Fraternité
RÉPUBLIQUE FRANÇAISE



Ministère de l'Écologie
et du Développement Durable

Document de travail

ETUDES – METHODES – SYNTHESSES



BENEFICES ECONOMIQUES DE LA PROTECTION CONTRE LE RISQUE D'INONDATION

SERIE ETUDES
06 – E05

PATRICK DERONZIER
SÉBASTIEN TERRA

Site internet : <http://www.ecologie.gouv.fr>

Ce document de travail a été rédigé sur la base d'une enquête réalisée pour le compte de la D4E par la société BCEOM, associée avec B. Zuindeau, Université de Lille I et B. Desaignes (Université de Paris I).

Responsable de suivi D4E : Patrick DERONZIER

Traitement des données : Sébastien TERRA

Le comité de pilotage a réuni la Direction de l'Eau et la Direction de la Prévention des Pollutions et des Risques du MEDD.

L'ensemble de l'étude est composé du présent document qui a le rôle de mémoire principal et d'une annexe, composé du rapport de BCEOM, détaillant l'ensemble de la phase initiale de choix du site d'enquête et le déroulement de l'enquête sur ce site.

Ce document n'engage que ses auteurs et non les institutions auxquelles ils appartiennent.

L'objet de cette diffusion est de stimuler le débat et d'appeler des commentaires et des critiques.

SOMMAIRE

- I – Introduction et contexte de l'étude
1. Le processus pour le choix du site
 2. Le risque inondation à Charleville-Mézières
 3. La prévention des inondations par les ouvrages structurants
 4. Plan
- II – Estimation des bénéfices de la protection contre le risque d'inondation par la méthode des prix hédoniques
1. La méthode
 2. L'économétrie spatiale au service de la MPH
 3. Présentation des données
 4. Une moins-value pour les logements situés en zone inondable
 5. Synthèse
- III – Estimation des bénéfices de la protection contre le risque d'inondation par la méthode d'évaluation contingente
1. La méthode
 2. Comment évaluer le CAP des ménages ?
 3. L'analyse économétrique des réponses
 4. Les données utilisées
 5. Analyse de la première partie d'enquête
 6. Estimation du CAP
 7. Synthèse
- IV – Discussion des valeurs et mise en perspective des résultats
1. Discussion des valeurs MPH
 2. Discussion des valeurs MEC
 3. Mise en perspective des résultats
- V – Références

RESUME

Cette étude apporte un éclairage économique sur la valeur que les habitants accordent à la protection contre le risque d'inondation. Celle-ci est évaluée soit au travers des transactions immobilières, soit au travers de leur déclaration. Cette analyse est basée sur le cas de la commune de Charleville Mézières (02), où la dernière inondation majeure a eu lieu en 1995 avec un événement « centennal ».

En terme de résultats :

1) L'analyse du marché immobilier a mis en évidence la variation dans le temps de la perception du risque, au travers de la moins-value sur les habitations inondables. Vue positivement, cette même donnée traduit le bénéfice qu'un ménage accorde à une localisation hors zone inondable. Il est valorisé en moyenne à 20.000 €/logement (21% du prix de vente) depuis l'inondation de 1995. Ce bénéfice est d'autant plus grand que le risque est rendu visible : aucun bénéfice n'est identifié avant 1995, et il va jusqu'à 32.000 €/logement depuis 2000, date qui suit l'adoption du PPRi et la crue mineure de 2001. Ainsi, depuis 1996, une localisation hors risque générerait 30, voire 50 M € de bénéfice, pour les 1.500 logements concernés.

2) Garder un niveau de risque équivalent à celui de la situation actuelle tout en étant complètement dédommagé générerait un bénéfice moindre, selon la déclaration des habitants : 1 M € sur 30 ans (650 €/logement sur 30 ans). Le bénéfice est le même pour abaisser le niveau de risque par des travaux de protection.

3) Les études locales existantes ont, quant à elles, estimées à 9 M € sur 30 ans le bénéfice de la protection par un aménagement donné (dommages directs évités pour les logements).

Les bénéfices obtenus dans ces divers scénarios ne peuvent ni directement être comparés, ni directement additionnés. Ceci s'explique notamment par des différences de niveau de protection : annulation du risque (hors zone inondable), compensation totale du risque actuel et baisse du risque (cas des travaux).

Cette étude montre que :

- le marché immobilier intègre dans ses prix l'évolution de la perception du risque. Ce résultat pose la question de la date à laquelle la valeur du risque doit être appréciée pour les décisions publiques;

- l'estimation des dommages évités reste une approche crédible. Elle produit une estimation minimaliste des bénéfices, car basée sur les coûts de réparation.

- en revanche, les méthodes de révélation de valeur, complémentaires des précédentes, restent difficiles à appliquer au domaine des risques, en raison, notamment, de la difficulté pour les individus de prendre en compte des probabilités et des flux économiques complexes, (régime d'indemnisation,...).

I – INTRODUCTION ET CONTEXTE DE L'ETUDE

Ce document de travail présente les résultats de l'étude « Bénéfices économiques de la protection contre le risque d'inondation » réalisée par la D4E en 2005. Cette étude a pour objectif de mieux documenter les bénéfices issus de la protection contre les inondations.

En la matière, les travaux disponibles ont pour la plupart visé à évaluer monétairement les dommages évités. Le bénéfice est représenté par la différence entre les dommages qui surviendraient dans un scénario de référence (celui où le risque n'est pas géré) et ceux qui apparaissent de façon résiduelle après mise en place de la stratégie de protection.

Pour tenir compte des différents dommages occasionnés par des crues de fréquence différentes, la pratique passe par le calcul du dommage moyen annuel. On distingue généralement :

- les dommages directs, produits par le contact direct avec l'inondation ;
- les dommages indirects immédiats ou étalés dans le temps : conséquences de l'inondation sur les activités et échanges à l'intérieur ou à l'extérieur de la zone sinistrée (coûts des secours, des coupures de voies de communication ou de perturbation des réseaux, pertes d'exploitation des activités, chômage partiel, coût de nettoyage, coût de relogement, impacts sur la santé,...).

Au stade actuel des connaissances et des pratiques, les données économiques disponibles sont encore très éparses et peu consolidées.

L'objectif de cette étude est de chiffrer par d'autres voies le bénéfice de la protection contre le risque d'inondation.

Deux méthodes ont été utilisées pour mesurer ces bénéfices :

- La méthode d'évaluation contingente, qui est une méthode directe d'évaluation. Elle repose sur une enquête auprès d'un échantillon représentatif d'habitants visant à interroger les personnes enquêtées sur leur consentement à payer (ou éventuellement à recevoir) pour bénéficier d'un bien ou d'un service environnemental.
- La méthode des prix hédoniques, qui est, quant à elle, une méthode indirecte. En effet, pour obtenir la valeur accordée à un bien environnemental, il est nécessaire d'estimer préalablement un modèle hédonique, reliant le prix de vente d'un logement à un ensemble de caractéristiques du bien (nombre de pièces, surface habitable, situation géographique, situation en zone inondable, ...).

1. Le processus pour le choix du site

Suite à une série d'entretiens avec les représentants des principaux établissements publics compétents en inondation, BCEOM et les services du MEDD se sont livrés à un **recensement des sites** sur les critères prédéfinis (ouvrages en projets, ayant fait l'objet d'une évaluation économique, présentant des variantes en terme de réduction des risques d'inondation, ...). **Les opérations retenues dans le « Plan Bachelot »** ont servi de base à une première sélection des sites d'étude, qui a été poursuivie sur la base des critères suivants :

- existence d'évaluations coûts – bénéfiques des projets de protection,
- population protégée supérieure à 5 000 habitants (échantillon suffisant pour la réalisation des enquêtes).

Au final, les sites les plus intéressants ont été discriminés selon les critères suivants classés du plus important au moins important :

- intérêt du maître d'ouvrage pour la démarche
- bonne connaissance de l'historique des crues
- existence de projets de protection contre les crues
- existence d'évaluations coûts-bénéfiques des projets de protection
- inondations de grande ampleur (vastes champs d'inondation)
- zones à risques faible/moyen/fort clairement différenciées
- caractère récent des événements : compromis à trouver entre un passé lointain à moitié oublié (> 10 ans) et un passé immédiat trop présent dans les esprits (< 1 an)
- caractère récurrent des événements
- intensité variable des événements (occurrence 10, 30, 100 ans)
- existence de contraintes réglementaires (PPRi)
- marché immobilier dynamique (forte densité de population)

Sur cette base, c'est le site de Charleville Mézières qui a été retenu comme terrain d'étude.

2. Le risque inondation à Charleville-Mézières

La zone d'étude porte en fait sur Charleville Mézières (58.000 habitants) et Warcq, commune qui jouxte Charleville-Mézières (1480 habitants). Elle se situe dans la partie moyenne du bassin de la Meuse, c'est à dire à l'aval de la confluence de la Meuse avec la Chiers et à l'amont de sa confluence avec la Semois, soit un bassin de 3.686 km² sur 10.400 km² que compte la totalité du bassin français de la Meuse.

Dans la zone d'étude, les crues de la Meuse engendrent essentiellement une inondation par débordement direct : le cours d'eau sort de son lit mineur pour occuper son lit majeur, ce qui est le cas le plus fréquemment rencontré dans la vallée de la Meuse. Ces crues lentes, de rivière de plaine, occasionnent beaucoup de dégâts matériels et bloquent en grande partie l'économie de la vallée pendant la durée des plus hautes eaux.

23 arrêtés de catastrophes naturelles ont été recensés depuis 1982, sur ces deux communes, le dernier datant de décembre 1999. Les centres ville de ces deux communes sont en zone inondable.

Les dernières inondations importantes datent de 1993 (fréquence de retour voisine de cinquantennale) et 1995 (fréquence de retour un peu supérieure à centennale). En 2001, une crue est survenue, sans dommages majeurs, mais a cependant entraîné le déclenchement du dispositif d'alerte de crue et un début d'évacuation. Aucun arrêté de catastrophe naturelle n'a été pris.

Date	Déc. 1947	Jan. 1955	Avr. 1983	Mai 1983	Fév. 1984	Jan. 1991	Jan. 1993	Déc. 1993	Jan. 1995
Fréquence (ans)	9	11	13	4	15	23	4	42	128

Estimation des périodes de retour des plus fortes crues à Charleville-mézières à partir des ajustements sur les échantillons de la période 1919-1997 (BCEOM, 2001)

La crue de 1995 apparaît donc comme l'événement majeur sur le site, qui constituera la crue de référence tant dans cette étude et que dans les réponses qui ont été apportées localement depuis cette date pour la prévention locale des inondations.

La crue a duré quatre jours, mais certains quartiers sont restés inondés pendant une durée supérieure. Ainsi, la période des plus hautes eaux de la crue de janvier 1995 a duré 10 jours et la décrue de la Meuse s'est effectué très lentement. Plus de 1000 foyers ont été victimes de cet évènement. A sa suite, une 1ère série de travaux d'urgence a été réalisée.

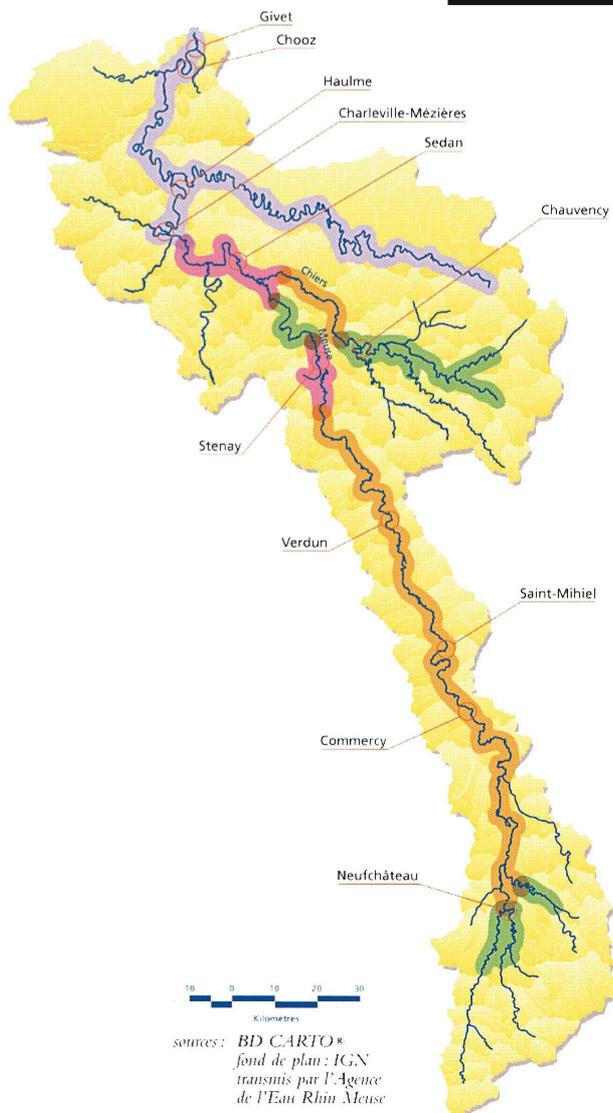
Selon BCEOM, la population disposerait d'un bon niveau de connaissance des enjeux « inondation » et des aménagements déjà réalisés, du fait d'un effort de communication consenti par le maître d'ouvrage des travaux de protection envisagés : nombreuses présentations publiques et expositions itinérantes (panneaux d'information).

En outre, les 2 communes disposent d'un PPRi approuvé le 28 octobre 1999, qui englobe une zone plus large que ces 2 seules entités (d'où l'appellation de PPRi « Meuse aval »). Il délimite des zones en fonction de l'importance du risque existant : une zone rouge (où le risque est plus élevé) et une zone bleue (risque modéré¹).

¹ Défini par une hauteur de submersion inférieure à 1m et une vitesse d'écoulement faible.

Morphologie et fonctionnement des vallées de la Meuse et de ses principaux affluents

Figure 5



La propagation des crues est fortement influencée par la morphologie des vallées de la Meuse et de ses principaux affluents

▮ Vallées sinuées, façonnées dans les schistes anciens, à fortes pentes, de transit rapide avec des espaces de débordement réduits :

LA MEUSE ET LA SEMOIS DANS LA TRAVERSÉE DU MASSIF ARDENNAIS.

▮ Vallées à pentes très faibles, avec des plaines d'expansion des crues pouvant atteindre plusieurs kilomètres de large, favorables au dépôt des sédiments :

LA MEUSE AUTOUR DE STENAY, LA CONFLUENCE MEUSE-CHIERS, LA MEUSE ENTRE LA CONFLUENCE MEUSE-CHIERS ET CHARLEVILLE-MÉZIÈRES.

▮ Vallées de transit lent avec un lit majeur de plusieurs centaines de mètres de large, qui participe activement à l'écoulement des crues :

LE COULOIR MEUSIEN, LA CHIERS EN AVAL DE CHAUVENCY LE CHÂTEAU.

▮ Vallées entaillées dans les plateaux calcaires, à fortes pentes, de transit rapide, sans véritables zones d'expansion des crues :

LA CHIERS À L'AMONT DE CHAUVENCY LE CHÂTEAU, LA MEUSE ENTRE STENAY ET MOUZON, LES AFFLUENTS AMONT.

BCEOM

HFS 80643G morphologie.cdr JLF



3. La prévention des inondations par les ouvrages structurants

3.1 Cadre général de la stratégie de prévention sur la Meuse

Cette stratégie associe deux types d'aménagements :

- les zones de ralentissement dynamique des crues (ZRDC) dans le lit majeur et des aménagements localisés sur des sites particulièrement sensibles. Les ZRDC ont pour fonction la régulation des débits par augmentation du volume de rétention et écrêtement des crues moyennes à fortes. Elles contribuent à la réduction des dommages d'inondations à l'aval.
- les aménagements (ou protections) localisés peuvent se décliner selon la typologie suivante :
 - coupure de méandre,
 - modifications des ouvrages hydrauliques (abaissement de seuil de barrage, remplacement des barrages à aiguilles, etc...),
 - endiguement,
 - suppression des obstacles aux écoulements.

Les aménagements localisés ont pour effets secondaires des surcotes locales (en aval) ainsi que des accélérations de crues liées à la réduction de volume de rétention en zone sensible. Les ZRDC agissent en compensation de ces impacts hydrauliques négatifs.

Une analyse de type coûts-bénéfices à été mise en place à l'échelle du bassin de la Meuse dans le cadre de l'étude globale du bassin de la Meuse réalisée en 2001 par BCEOM. Les résultats obtenus montrent qu'en face d'une stratégie retenue (par sélection des variantes les plus efficaces économiquement) dont le coût est estimé à 80 M €, on peut estimer des bénéfices voisins de 21 M € de bénéfices/an².

3.2 Prévention à Charleville Mézières

Cette opération s'inscrit dans la stratégie globale présentée ci-dessus et a fait l'objet d'un Programme d'Actions et de Prévention des Inondations (PAPI).

Les aménagements sont calculés pour diminuer le risque lié à la crue centennale (au droit de Charleville Mézières, la crue centennale de référence a été prise égale à celle subie en 1995).

² Etude et modélisation des crues de la MEUSE, novembre 2000, EPAMA

Les coûts du PAPI sont la somme de deux composantes :

- 13,2 M € TTC de coûts d'ouvrages locaux de protection de Charlevilles et Warcq ;
- une fraction du coût de 10 M € de la retenue de ralentissement, qui bénéficie essentiellement à Charleville et Warcq en terme de bénéfiques, mais pas seulement,

soit entre 13 et 23 M € TTC au total. Rappelons que ce coût résulte des dommages causés à plusieurs types d'enjeux, selon une décomposition qui pourrait être la suivante sur la zone de Charleville et Warcq.

Catégorie de dommages sur les Ardennes	Montant des dommages (1995) M €
Biens des particuliers	26%
Entreprises	63%
Ouvrages publics	11%
TOTAL	100%

Bilan du coût des inondations présenté par l'association unions du Faubourg d'Arches (secteur Charleville et Warcq)

Selon une hypothèse de durée de vie de ces investissements de 50 ans, le coût annuel en tenant compte de l'actualisation est de 0.55 à 0.98 M €TTC/an.

Pour la zone de Charlevilles et Warcq, les avantages attendus en terme de réduction des dommages de crues au droit et à l'amont de l'agglomération ont été évalués à 2 M € de gain moyen annuel sur les dommages de crue, tous enjeux confondus (logements, entreprises et ouvrages publics). Sur cette base, le bénéfice moyen annuel pour le seul enjeu « logements » peut être estimé à 0,5 M€/an³.

Ainsi, le simple rapprochement de données existantes fait apparaître une valeur actualisée nette du projet de protection de Charleville-Mézières positive et comprise entre 1 et 1,5 M € TTC/an, tous enjeux confondus (logements, entreprises et ouvrages publics).

4. Plan du rapport

La partie II de ce document présente la méthode des prix hédoniques, les données utilisées lors de la mise en œuvre de cette méthode pour estimer les bénéfiques de la protection contre le risque d'inondations et les résultats obtenus.

La partie III de ce document présente la méthode d'évaluation contingente, les données utilisées et les résultats obtenus.

La partie IV propose une discussion des valeurs obtenues, en confrontant les résultats obtenus par les différentes méthodes.

Enfin, la partie V procède à une mise en perspective des résultats.

³ En supposant que la proportion des dommages pour les logements (par rapport à l'ensemble des dommages) est la même du point de vue des dommages évités pour du fait des actions de prévention précitées, et du point de vue des dommages constatés lors de la crue de 1995 (soit 26%).

II – ESTIMATION DES BENEFICES DE LA PROTECTION CONTRE LE RISQUE D'INONDATION PAR LA METHODE DES PRIX HEDONIQUES

1. La méthode des prix hédoniques

Ce paragraphe ne présente que les éléments essentiels de la méthode des prix hédoniques. Scherrer (2004) et Terra (2005a) fournissent une description plus détaillée de cette méthode.

Cette méthode consiste à décomposer le prix de marché d'un bien (ici, le prix d'un logement) en fonction des caractéristiques qui le définissent. Cela permet de calculer la valeur monétaire de chacune des caractéristiques en comparant les prix de vente de biens présentant des valeurs différentes pour cette caractéristique, dans un raisonnement toutes choses étant égales par ailleurs. L'utilisation de modèles économétriques rend possible une telle comparaison.

L'hypothèse centrale de cette méthode est que les biens sont constitués d'un ensemble hétérogène d'attributs ou caractéristiques. Dans ce contexte, le prix d'un bien est la somme des prix de chacune des caractéristiques composant le bien, de sorte que l'on peut calculer un prix implicite pour chacune. Formellement, le prix P d'un logement est une fonction des caractéristiques x_1, \dots, x_n de ce logement : $P = f(x_1, \dots, x_n)$. Les variables x_1, \dots, x_n représentent les caractéristiques physiques du logement (surface, nombre de salles de bain, âge), les caractéristiques du voisinage (accessibilité, proximité des services publics) et des variables de qualité environnementale (proximité d'aménités urbaines, localisation en zone inondable).

La dérivée partielle du prix par rapport à la caractéristique j ($\partial P / \partial x_j$) du bien représente le prix implicite de cette caractéristique, c'est-à-dire le consentement à payer marginal pour une unité supplémentaire de cette caractéristique.

A la suite de Rosen (1974), on considère généralement que l'estimation d'un modèle hédonique se déroule en deux étapes.

- La première étape consiste à estimer la fonction (ou l'équation) de prix hédonique reliant le prix de vente du logement à ses caractéristiques. Les prix implicites marginaux pour chacune des caractéristiques sont calculés à partir des coefficients estimés de l'équation.
- Ces prix marginaux et les caractéristiques socio-économiques des consommateurs sont utilisés pour estimer les paramètres des équations comportementales des consommateurs.

L'estimation de la seconde étape est rarement effectuée en pratique. Cela semble justifié lorsque les externalités sont localisées et affectent une faible proportion du marché immobilier. Palmquist (1992) montre en effet que le consentement à payer pour un changement environnemental peut être déterminé à partir de l'estimation du modèle hédonique dans le cas d'une externalité « localisée ». Une externalité localisée affecte seulement un petit nombre de propriétés dans le marché, de sorte que l'équation de prix d'équilibre n'est pas modifiée par le changement.

Dans ce document, à la suite de la majorité des études empiriques utilisant la méthode des prix hédoniques, seule la première étape de la démarche de Rosen est mise en œuvre.

Dans cette étude, l'objectif est de déterminer l'impact de la localisation en zone inondable sur le prix des logements. **La dévalorisation éventuelle des logements observée en zone inondable, par rapport au reste de la commune, traduit donc ce que les personnes sont prêtes à payer pour se localiser hors de la zone de risque et donc ne plus le subir (ou très indirectement). Cette valeur est une estimation des bénéfices qu'ils accordent à la disparition du risque inondation. Le fait qu'actuellement le système « catnat » compense une partie des dommages est pris en compte par le marché immobilier et donc par les valeurs produites par la méthode des prix hédoniques.**

2. L'économétrie spatiale au service de la méthode des prix hédoniques

L'estimation de la première étape de la méthode des prix hédoniques (c'est-à-dire de la fonction hédonique) suppose de choisir une forme fonctionnelle, c'est-à-dire d'explicitier la fonction f reliant le prix de vente du logement à ses caractéristiques. Cette question fait l'objet d'un vif débat depuis une vingtaine d'années. Le paragraphe VII.1 de Terra (2005a) présente un rapide survol des points de discussion et de controverses. Les principales formulations de l'équation de régression sont présentées dans le guide de bonnes pratiques pour la mise en œuvre de la méthode des prix hédoniques (Terra, 2005a) et ne sont pas rappelées ici.

Une piste plus récente dans l'analyse économétrique de la méthode des prix hédoniques est l'utilisation de modèles intégrant explicitement une dimension spatiale.

L'économétrie spatiale est caractérisée par la prise en compte de la dépendance spatiale entre les observations situées en différents points de l'espace et/ou de l'hétérogénéité spatiale qui survient par exemple quand les paramètres des modèles estimés varient spatialement.

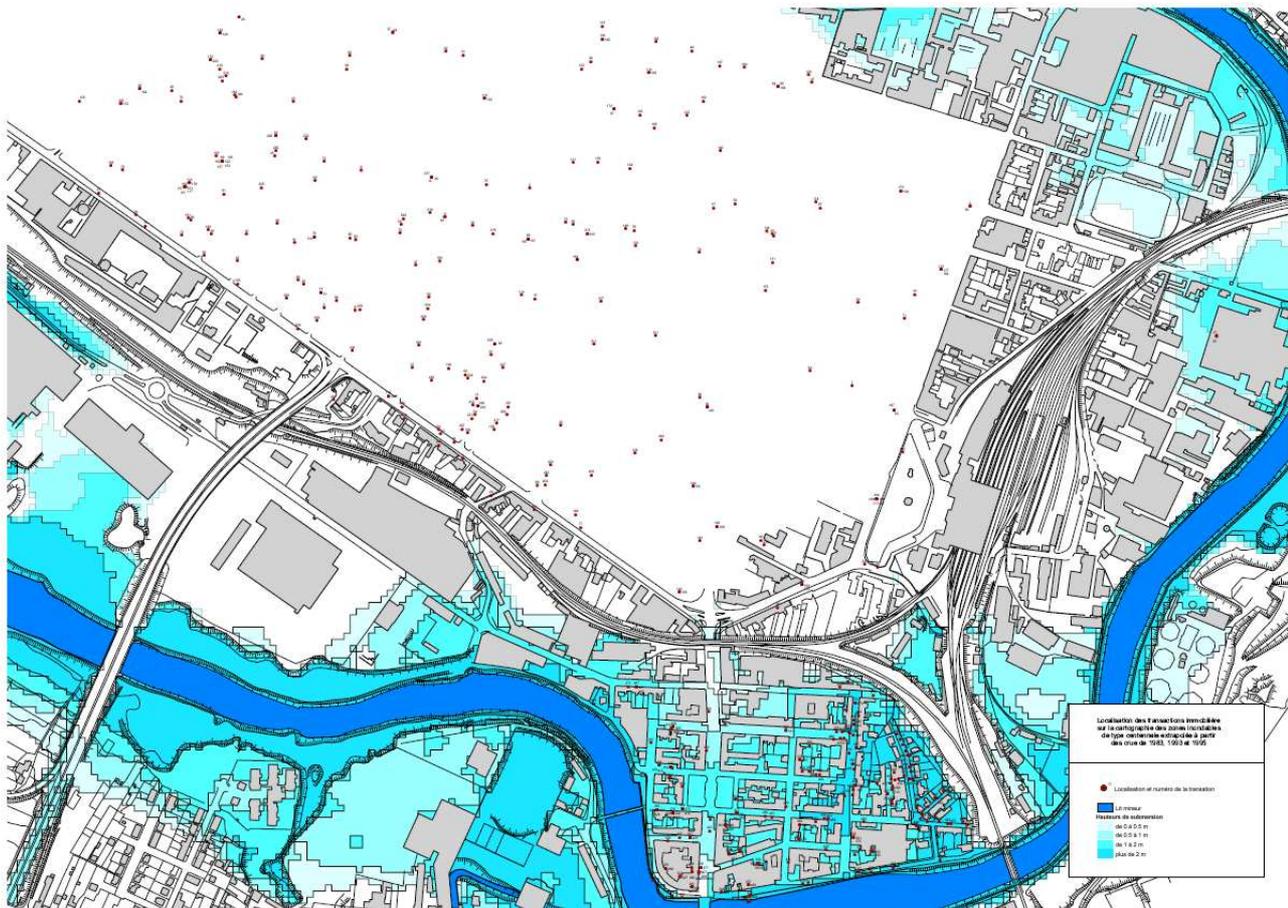
La dépendance spatiale signifie que la valeur prise par une variable en un lieu i dépend de la valeur de cette variable en d'autres points de l'espace. La principale raison qui justifie la prise en compte de la dépendance spatiale est que la dimension spatiale de l'activité socio-démographique, économique ou régionale est un aspect primordial dans la modélisation du problème. Par exemple, dans le cas de la méthode des prix hédoniques, cette dépendance spatiale peut exprimer l'idée intuitive que les prix des logements dans un même quartier s'influencent mutuellement. Prendre en compte la dépendance spatiale suppose au préalable de définir ce qui constitue un quartier, et de construire ensuite un modèle économétrique intégrant explicitement la dimension spatiale.

L'annexe A présente de manière détaillée la modélisation économétrique spatiale, les tests de diagnostic spatial, le calcul des effets marginaux et la mesure de la qualité de l'ajustement.

3. Présentation des données

Pour l'étude d'impact de la localisation en zone inondable sur le prix de l'immobilier à Charleville-Mézières, dans les Ardennes, l'échantillon utilisé comprend 501 transactions immobilières réalisées au cours de la période 1986-2004. Pendant cette période, rappelons les deux dates clés :

- 1995 : crue centennale ;
- 1999 : adoption du PPRI.



Charleville-Mézières : zone inondable (en bleu) et localisation des logements étudiés (points rouges)

Toutes les mutations enregistrées en zone inondable au cours de la période ont été incluses dans l'échantillon. La localisation en zone inondable correspond aux zones affectées par l'inondation de 1995 et au zonage d'aléas du PPRI⁴. En revanche, en dehors de cette zone, compte tenu du grand nombre de mutations enregistrées, un échantillon de ces mutations a été obtenu par tirage aléatoire simple. Une sélection de 250 mutations a été opérée par tirage aléatoire sur un ensemble de 1165 transactions localisées dans 6 secteurs cadastraux périphériques des secteurs inondables.

4 Plusieurs zones de risques différents sont définies dans le PPRI. Dans cette étude, le risque auquel sont exposées les habitations situées en zone inondable est le risque le plus fort (à l'exception de quelques logements situés en zone de risque plus faible).

Compte tenu de la présence de valeurs manquantes pour certaines caractéristiques importantes des logements (surface habitable, nombre de pièces, âge), **la taille de l'échantillon utilisable est de 388 observations.**

Les données transmises par les services fiscaux correspondent aux caractéristiques physiques du logement. Toutes les transactions ont été géoréférencées : un système d'information géographique a permis de calculer plusieurs variables de distance mesurant la proximité entre le logement et différents services. Enfin, une variable définit la localisation (ou non) en zone inondable des propriétés. Ces variables sont détaillées dans le tableau B1 situé à l'annexe B.

Le tableau 1 présente les caractéristiques moyennes des logements, en distinguant les deux zones de risque d'inondation : zone inondable et zone non inondable. Ce tableau indique que les caractéristiques structurelles des logements ne sont pas différentes selon que ces logements sont situés en zone inondable ou en zone non inondable. En revanche, les propriétés situées dans les deux zones diffèrent systématiquement pour les variables de distance.

Tableau 1 – Caractéristiques moyennes des logements

	Zone non inondable		Zone inondable		t de Student
	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type	
Montant de la transaction (€)	85 467	54 447	75 280	45 227	1,99 *
Age de l'habitation	74,4	50,2	70,2	29,2	1,00
Surface habitable (m²)	103,8	47,6	99,3	46,5	0,94
Nombre de pièces principales	4,63	2,06	4,43	2,02	0,96
Nombre de salles de bain	1,22	0,59	1,13	0,55	1,52
Garage (0/1)	0,34	0,47	0,44	0,50	-2,10 *
Cave/cellier (0/1)	0,90	0,30	0,86	0,35	1,21
Grenier/comble (0/1)	0,51	0,50	0,48	0,50	0,70
Terrasse (0/1)	0,19	0,39	0,18	0,38	0,30
Exposition axe de circulation important	0,28	0,45	0,19	0,39	2,06 *
Vue sur la Meuse (0/1)	0	0	0,25	0,43	-8,12 **
Distance Meuse (m)	560,8	175,6	116,3	75,4	31,86 **
Distance Monument historique (m)	616,5	242,7	318,6	92,0	15,70 **
Distance Parc urbain (m)	250,1	154,6	380,8	82,4	-10,25 **
Distance Arrêt de bus (m)	119,4	87,8	207,4	101,6	-9,15 **
Distance Etablissement scolaire (m)	145,8	70,6	547,8	130,8	-38,12 **
Distance boulangerie (m)	161,6	92,5	209,1	123,5	-4,31 **
Distance Place Ducale (m)	617,8	243,1	1099,5	81,6	-25,67 **
Distance à la gare routière (m)	601,3	218,0	1266,1	80,1	-39,03 **
Distance à la gare ferroviaire (m)	912,5	350,9	522,9	106,6	14,51 **
Effectif	185		203		

* Différence entre zone non inondable et zone inondable significative au seuil de 5%

**Différence entre zone non inondable et zone inondable significative au seuil de 1%

4. Une moins-value pour les logements situés en zone inondable

L'impact de la localisation en zone inondable sur le prix des logements est analysé sur la période 1986-2004, puis en distinguant la période précédant la crue (1986-1995) de la période suivant l'inondation (1996-2004). Les résultats obtenus à partir des modèles économétriques usuels sont comparés aux résultats obtenus à partir des modèles économétriques spatiaux, en examinant différentes formes fonctionnelles.

4.1. Les résultats sur la période 1986-2004

Le tableau B2 en annexe B présente les détails de l'estimation des modèles de régression classiques sur l'ensemble de la période 1986-2004.

Ces résultats sont conformes aux hypothèses intuitives sur le signe des coefficients des différentes variables. En effet, plus les logements ont une grande superficie, un nombre important de pièces et de salles de bain, plus leur prix de vente est élevée, toutes choses étant égales par ailleurs. Les logements les plus anciens ont une valeur plus faible. Le prix des maisons est supérieur à celui des appartements (avec une différence de prix voisine de 16 000 €). Les habitations disposant d'un garage se vendent à un prix plus élevé.

La proximité du logement au réseau de transport accroît également son prix de vente. L'effet de la vue sur la Meuse sur le prix des logements n'est pas statistiquement significatif. Une variable « Tendances » est ajoutée dans le modèle pour tenir compte de l'évolution des prix des logements dans le temps⁵ ; son signe positif reflète l'augmentation des prix.

Enfin, la variable de localisation du logement en zone inondable est significativement négative. Au cours de la période 1986-2004, les logements situés en zone inondable se sont donc vendus à un prix significativement plus faible que les logements situés hors de cette zone, toutes choses égales par ailleurs. Pour le modèle linéaire, la différence de prix est estimée à -14 240 € et pour le modèle de Box-Cox à -13 350 €, ce qui représente entre 15,6 % et 16,6 % du prix de vente d'une maison située en zone non inondable.

Sur le plan statistique, le modèle linéaire explique 68 % de la variance du prix de vente, ce qui est proche des valeurs traditionnellement obtenues dans les modèles hédoniques. Même s'il n'est pas directement comparable au précédent, le pseudo-R² du modèle de Box-Cox est substantiellement plus élevé à 77 %. Un test du rapport de vraisemblance confirme que le modèle de Box-Cox est plus approprié que le modèle linéaire simple.

Les tests de diagnostic spatial mettent en évidence :

- La présence de dépendance spatiale⁶ ;
- La pertinence d'un modèle spatial.

⁵ Des travaux préliminaires ont utilisé une autre méthode d'ajustement des prix, intégrant dans le modèle une série de variables binaires pour chacune des années de la période. Les résultats sont similaires à ceux présentés ici.

⁶ Le test I de Moran conduit à rejeter l'hypothèse d'absence de dépendance spatiale et les tests du multiplicateur de Lagrange montrent qu'un modèle à décalage spatial est approprié pour modéliser cette autocorrélation spatiale.

Aussi, ces tests amènent à enclencher une réflexion plus poussée à partir de 3 modèles spatiaux. Le tableau B3 présente les résultats de l'estimation des modèles de régression linéaire, log-linéaire et Box-Cox avec décalage spatial sur l'ensemble de la période 1986-2004.

Pour les caractéristiques physiques des logements, ces résultats sont qualitativement proches de ceux obtenus avec les modèles traditionnels. En revanche, dans les modèles avec prise en compte explicite de la dimension spatiale, les variables de distance entre le logement et les transports en commun ne sont plus significatives. Cela signifie sans doute que l'effet de ces variables observé auparavant se confondait avec un effet spatial. Ainsi, la prise en compte explicite de cet effet permet de séparer dans l'impact de cette variable ce qui relève de l'effet distance proprement dit et ce qui relève de l'effet de voisinage.

La valeur du coefficient pour la variable « Localisation en zone inondable » est sensiblement plus faible dans les modèles à décalage spatial. Toutefois, cette différence ne se traduit pas dans la valeur de la moins-value pour les propriétés situées en zone inondable. Pour le modèle linéaire, la différence de prix entre les deux zones est estimée à -12 890 €, pour le modèle log-linéaire à -13 140 € et pour le modèle de Box-Cox à -11 990 €⁷. Cela représente entre 14,0 % et 15,4 % du prix de vente d'une maison située en zone non inondable.

Sur le plan statistique, on note que les modèles classiques sont rejetés au profit des modèles spatiaux⁸, ce qui confirme les résultats des tests de diagnostic présentés précédemment. De plus, le modèle de Box-Cox avec décalage spatial est préféré aux deux autres modèles spatiaux.

4.2. Les résultats sur la période 1986-1995

La localisation d'un logement en zone inondable ne semble par avoir d'effet sur son prix de vente avant la crue de 1995.

Le tableau B4 présente les résultats de l'estimation d'un modèle de régression linéaire et d'un modèle log-linéaire classiques sur la période précédant la crue de 1995⁹. La qualité de l'ajustement de ces modèles est nettement plus faible que dans les modèles précédents avec un R² compris entre 58 % et 60 %, ce qui peut s'expliquer notamment par le faible nombre d'observations sur la période 1986-1995 (moins d'une centaine).

Plusieurs caractéristiques structurelles des logements n'ont pas d'effet significatif sur le prix du logement : âge du logement, maison vs. appartement. On peut également noter que le signe de la variable « Nombre de salles de bains » est surprenant, mais l'effet de cette variable est faiblement significatif.

⁷ L'intervalle de confiance à 95 % pour le modèle de Box-Cox à décalage spatial est [- 18 610 ; - 5 275]. Cet intervalle de confiance a été calculé par la méthode du bootstrap sur la base de 100 répliques.

⁸ tests de Wald et du rapport de vraisemblance

⁹ Les tests de diagnostic spatial indiquent que l'on ne rejette pas l'hypothèse d'absence d'autocorrélation spatiale. Par conséquent, les modèles spatiaux ne sont pas estimés pour la période 1986-1995.

Enfin, il faut souligner que l'on ne rejette pas l'hypothèse de nullité du coefficient associé à la variable « Localisation en zone inondable ». Cela signifie que ce modèle ne met pas évidence un effet significatif de cette variable sur le prix de vente des logements. Cela ne signifie pas nécessairement que cet effet est inexistant.

4.3. Les résultats sur la période 1996-2004

L'analyse des déterminants du prix des logements vendus entre 1986 et 1995 n'a pas permis de mettre en évidence un effet de la localisation en zone inondable. La crue de 1995 a-t-elle changé la perception des acheteurs et des vendeurs ? La localisation dans cette zone a-t-elle un impact sur le prix d'un logement, toutes choses égales par ailleurs, sur la période suivant la crue (1996-2004) ?

Pour répondre à cette question, une démarche analogue à celle décrite précédemment a été adoptée. Le tableau B5 présente les résultats des modèles de régression classiques pour la période 1996-2004. Qualitativement, ces résultats sont similaires à ceux de la période 1986-2004 et les signes des coefficients sont conformes à l'intuition.

Une fois encore, le modèle linéaire standard est rejeté au profit d'un modèle de Box-Cox. Par ailleurs, les tests de diagnostic spatial suggèrent qu'il existe une autocorrélation spatiale et qu'un modèle à décalage spatial serait approprié.

La variable « Localisation en zone inondable » est statistiquement différente de 0, ce qui signifie que les logements situés en zone inondable ont un prix sensiblement plus faible que les logements situés hors de cette zone, dans la période qui suit la crue de 1995. Ce résultat logique est à confirmer en prenant en compte explicitement les effets spatiaux.

Le tableau B6 présente donc les résultats de l'estimation des modèles de régression linéaire, log-linéaire et Box-Cox avec décalage spatial pour la période 1996-2004. Ces résultats sont qualitativement similaires à ceux obtenus à partir des modèles traditionnels. Le modèle de Box-Cox avec décalage spatial est le modèle le plus adapté dans ce contexte. **Le différentiel de prix entre les propriétés situées en zone inondable et celles situées hors de la zone est de -20 370 €, soit 21,7 % du prix moyen d'un logement situé en zone non inondable¹⁰.**

Ces résultats mettent donc en évidence un effet de la localisation en zone inondable sur le prix des logements. Cet effet est-il constant au cours de la période 1996-2004 ? Pour répondre à cette question, une variable supplémentaire a été ajoutée aux modèles précédents. Cette variable binaire prend la valeur 1 si la transaction a eu lieu en zone inondable avant 2000 et 0 dans le cas contraire. Cette nouvelle variable permet de mesurer l'impact supplémentaire éventuel de la localisation en zone inondable sur le prix de l'immobilier dans la période qui suit immédiatement l'inondation de 1995 (Harrison *et al.*, 2001). Les résultats des modèles classiques et spatiaux sont présentés dans le tableau B7.

¹⁰ L'intervalle de confiance à 95 % pour le modèle de Box-Cox à décalage spatial est [- 29 330 ; - 10 430]. Cet intervalle de confiance a été calculé par la méthode du bootstrap sur la base de 500 répliques.

Ils montrent que la nouvelle variable n'est pas significative, ce qui signifie que l'on ne rejette pas l'hypothèse de constance de l'effet de la localisation en zone inondable sur le prix de l'immobilier au cours de la période 1996-2004.

Qualitativement, si l'on procède à une analyse séparée sur chacune des deux sous-périodes, on note que le différentiel de prix dans la période qui suit immédiatement la crue est moins prononcée (- 16 000 €) que dans la période 2000-2004 où il atteint -32 000 €. Cet effet n'est certes pas significatif aux seuils usuels de significativité, mais si l'on accepte un risque d'erreur de 20 %, on observe une différence significative entre les deux périodes¹¹.

Même s'il faut interpréter avec prudence ce résultat, on constate que le différentiel de prix entre logements situés en zone inondable et logements situés en zone non inondable ne se réduit pas quand la durée qui sépare la date de la vente de la date de l'inondation augmente. Ce différentiel aurait même tendance à se renforcer. Deux explications sont possibles :

- d'abord, un PPRI a été adopté en 1999. Ce document permet une information plus large du public sur le risque d'inondations et sur les zones concernées par l'aléa dans la commune ;
- d'autre part, une inondation, de plus faible ampleur que celle de 1995, est survenue en 2001, ce qui peut aussi expliquer la persistance de l'effet « inondation » sur le prix de vente.

En résumé, il semble donc bien que le risque « inondation » soit durablement pris en compte par le marché immobilier après l'inondation de 1995.

4.4. Calcul des bénéfices de ne plus habiter la zone soumise à risque d'inondation

On estime à 1500 le nombre de logements en zone inondable. La valeur totale gagnée à s'extraire de la zone soumise au risque inondation est donc exprimée par 1500 * bénéfice moyen/logements, que ceux-ci aient fait ou non l'objet d'une transaction immobilière. Simplement, lorsque ces transactions ont déjà eu lieu, le marché a rendu visible cette valeur, sinon, elle existe sans être exprimée.

Selon les périodes de référence choisies pour établir la valeur du bénéfice moyen /logements ([1986 - 2004], [1996 - 2004] ou [2000 - 2004]), s'extraire complètement du risque inondation en habitant en dehors de la zone inondable de Charleville Mézières générerait un bénéfice de 18 M €, 30 M €, ou de près de 50 M €. Il serait au contraire non significatif si on ne traite que des données de transactions antérieures à 1995. On ne peut que noter que le marché immobilier reproduit la fluctuation de la perception du risque acceptable, selon les périodes des données historiques prises en compte.

¹¹ L'intervalle de confiance de niveau 80 % pour la période 1996-1999 est [- 20 750 ; - 4 720]. L'intervalle correspondant pour la période 2000-2004 est [- 41 875 ; - 22 100]. Ces intervalles de confiance ont été obtenus par la méthode du bootstrap sur la base de 1000 répliques.

5. Synthèse

Si l'on considère l'ensemble de la période 1986-2004, la différence de prix entre logements situés en zone inondable et hors de cette zone est estimée à -12 000 €, soit 14 % du prix de vente d'un logement situé hors de la zone inondable.

Toutefois, l'impact de la localisation en zone inondable sur le prix des logements varie au cours de la période étudiée. Dans la période qui précède la crue de 1995, aucun impact n'est mis en évidence par l'analyse économétrique (ce qui ne signifie pas nécessairement que cet impact est inexistant). Dans la période 1996-2004 qui suit la crue, l'impact de la localisation en zone inondable est significativement non nul. Dans la période suivant la crue, cette localisation devient une caractéristique des logements prise en compte par les acheteurs de logement. **La différence de prix moyenne sur la période 1996-2004 entre logements situés en zone inondable et hors de la zone est de 20 000 €, ce qui représente environ 21,5 % du prix de vente d'un logement situé en zone non inondable.**

Cette valeur représente la valeur anticipée capitalisée des dommages causés par la localisation d'un logement en zone inondable. Elle représente la valeur accordée à la disparition totale du risque pour les propriétés situées en zone inondable. Elle intègre l'existence d'une indemnisation catastrophe naturelle qui diminue la valeur associée à la baisse du risque.

III – ESTIMATION DES BENEFICES DE LA PROTECTION CONTRE LE RISQUE D'INONDATION PAR LA METHODE D'EVALUATION CONTINGENTE

1. La méthode d'évaluation contingente

Ce paragraphe ne présente que les éléments essentiels de la méthode d'évaluation contingente. Scherrer (2004) et Terra (2005b) fournissent une description plus détaillée de cette méthode.

Contrairement à la méthode des prix hédoniques, la méthode d'évaluation contingente ne s'appuie pas sur l'observation des comportements, mais utilise la reconstitution d'un marché fictif (contingent) pour inciter les individus à révéler la valeur qu'ils accordent à un bien ou un milieu naturel, à son amélioration ou aux dommages qui lui ont été causés. Sa mise en œuvre repose sur la réalisation d'enquêtes, auprès d'un échantillon représentatif de la population concernée, au cours desquelles on soumet aux personnes interrogées différents scénarios fictifs qui permettent d'estimer la valeur qu'elles accordent au bien étudié. Cette approche a le double avantage de permettre d'évaluer des valeurs de non-usage et la valeur d'un projet avant sa mise en œuvre.

D'un point de vue théorique, le changement de qualité environnementale que l'on étudie (ici la réduction du risque d'inondation) se traduit par une variation du niveau de bien-être des personnes concernées par le changement. La variation de bien-être liée à cette réduction du risque se classe dans l'un des deux cas suivants :

- *Augmentation du niveau* de bien-être si la personne interrogée estime que cette mesure est « bonne » pour elle et est favorable à sa mise en œuvre.
- *Aucune variation* de bien-être si la personne interrogée est indifférente en ce qui concerne la mise en œuvre de la mesure.

L'objectif de la méthode d'évaluation contingente est de traduire ces variations de bien-être en une mesure monétaire. Le premier cas (variation positive du niveau de bien-être) signifie que la personne est prête à payer pour bénéficier de la mesure qui augmente son bien-être. Le consentement à payer est défini précisément comme la somme d'argent qui laisse la personne indifférente entre le statu quo (avec un revenu inchangé) et le nouveau niveau de qualité (supérieur au précédent) avec un revenu réduit de cette somme. Ce consentement à payer est la mesure monétaire de la variation de bien-être engendrée par le changement de qualité environnementale.

2. Comment évaluer le consentement à payer des ménages pour une réduction du risque ?

Dans cette étude, deux scénarios fictifs ont été proposés aux personnes interrogées.

• **Scénario 1 : Assurance spécifique « inondation »**

Le premier scénario proposé aux personnes interrogées est le suivant :

« Nous nous plaçons dans le scénario fictif où les personnes inondables devraient librement choisir de souscrire ou non à un contrat d'assurance inondation, qui constituerait leur seul système d'indemnisation pour les sinistres liés aux inondations. Pour les autres types de sinistres leur assurance actuelle restera valable. L'assurance spécifique inondation permettrait d'être totalement dédommagé des coûts matériels, du préjudice financier, et d'un éventuel préjudice physique et moral (*si la personne le demande, préciser une couverture à hauteur de 300 €/j d'inondation pour le préjudice moral non chiffrable*). Prendriez-vous une telle assurance ? »

Si les personnes acceptent de souscrire à cette assurance, deux montants leur sont successivement proposés. Une question ouverte leur propose enfin d'indiquer plus précisément le montant qu'elles sont prêtes à payer.

Voici quelques éléments utiles à l'interprétation de ce scénario. Les habitants de la zone inondée peuvent évaluer le bien-être qu'ils gagneraient du fait de la diminution du risque inondation. Il leur est demandé d'évaluer financièrement la contribution qu'ils seraient prêts à faire pour cela. Pour disposer d'un support de paiement cohérent avec le thème étudié et aider les personnes à intégrer la notion de probabilité du risque, il a été proposé de leur présenter comme support de paiement une cotisation annuelle à une assurance qui les dédommagerait de tous les dommages : coûts matériels, préjudice financier, physique et moral. La valeur obtenue reflète donc ce que les personnes souhaitent payer au maximum pour être intégralement compensées en cas d'inondations. Chaque individu retire ainsi une satisfaction équivalente des deux situations suivantes :

- payer l'assurance, être inondé et être compensé pour toutes les formes de dommages ;
- ou ne pas payer l'assurance, être inondé et n'être compensé pour aucun dommage.

La somme accordée par les riverains pour s'assurer représente le montant financier qu'ils accordent à tous les dommages qu'ils subissent. Cette somme n'est pas exactement l'estimation des bénéfices qu'ils accordent pour ne plus être inondés, mais une approximation. En effet, dans le scénario proposé, les habitants sont dédommagés, mais pas moins exposés au risque.

- **Scénario 2 : Financement de travaux de protection**

Le second scénario proposé aux personnes interrogées est le suivant :

« Voici un autre scénario, tout aussi fictif que le précédent.

Les pouvoirs publics pourraient investir dans des travaux de protection destinés à diminuer le risque d'inondation par la crue centennale, type 1995. Ces travaux ne permettraient pas d'éviter les inondations, mais ils limiteraient tout de même leur impact, en réduisant la hauteur d'eau et les vitesses de courant à des valeurs compatibles avec la sécurité des personnes. Ils ne seraient engagés que si la population concernée accepte d'y contribuer financièrement. Est-ce que vous préférez cette solution à celle d'une assurance spécifique compensant tous les dommages quelle que soit l'importance de l'inondation ? »

Si les personnes interrogées indiquent préférer cette solution ou répondent « je ne sais pas », la question suivante leur est alors posée :

« Combien accepteriez-vous de payer annuellement pour financer ces travaux, en complément de votre système d'indemnisation actuel ? »

Voici quelques éléments utiles pour l'interprétation de ce scénario. Il est demandé aux habitants d'évaluer financièrement la contribution qu'ils seraient prêts à faire pour financer des travaux visant à abaisser le risque. Le niveau de cette diminution n'est pas précisé aux enquêtés (on parle d'atteindre un risque compatible avec la sécurité des personnes). Le support de paiement n'est pas précisé non plus, sauf si l'enquêté le demande, auquel cas, il est précisé que sa contribution sera perçue via les impôts locaux.

La précision était faite que les travaux ne seraient engagés qu'à condition que les personnes acceptent de contribuer, pour faire réaliser aux habitants qu'ils devraient financer intégralement leur protection. **A la différence du scénario précédent, il est précisé que le système actuel d'indemnisation fait partie du scénario.**

La valeur obtenue reflète donc ce que les personnes souhaitent payer au maximum pour diminuer leur niveau de risque, en sachant qu'elles bénéficient du système d'indemnisation en place de type Catnat. Chaque individu retire ainsi une satisfaction équivalente des 2 situations suivantes :

- Contribuer aux travaux, baisser le niveau de risque, être compensé par le système Catnat mais dans une configuration de risque abaissé ;
- ou ne pas contribuer aux travaux, conserver le même niveau de risque et bénéficier du système Catnat.

La somme accordée par les riverains pour diminuer leur risque représente le montant financier qu'ils accordent à la baisse du risque, compte tenu de la protection dont ils bénéficient par le système Catnat. Cette somme est une estimation des bénéfices qu'ils accordent à la baisse du risque inondation. La quantification de la baisse du risque est inconnue dans ce scénario.

3. L'analyse économétrique des réponses

Schématiquement, on peut distinguer trois types de réponses aux questions sur le consentement à payer des ménages :

- les valeurs strictement positives ;
- les « vrais zéros » : la valeur 0 correspond réellement à la valeur accordée à la nuisance. Cette valorisation correspond à une situation dans laquelle les personnes répondant 0 estiment que leur niveau d'utilité restera inchangé si le programme proposé est mis en œuvre.
- les « faux zéros » : la valeur nulle déclarée ne correspond pas à la vraie valeur accordée au changement contingent proposé. Plusieurs raisons peuvent expliquer ce comportement : comportement de passager clandestin (*free rider*), réaction hostile à l'entretien ou au véhicule de paiement adopté. Dans ce cas, la valeur individuelle est, en fait, manquante car l'individu ne révèle pas son véritable consentement à payer (ou à recevoir).

Le tableau 2 présente la répartition de ces trois catégories de réponse dans l'échantillon pour chacun des deux scénarios. L'annexe C présente la démarche permettant d'identifier les vrais et les faux zéros, à partir d'une question de suivi destinée à identifier les motifs du refus de paiement.

Tableau 2 : Répartition de l'échantillon selon les réponses à la question de valorisation

	Scénario 1		Scénario 2	
Vrais zéros	46,4 %	71,9 %	6,5 %	48,2 %
CAP > 0	25,5 %		41,7 %	
Faux zéros	28,1 %	28,1 %	51,8 %	51,8 %

La proportion plus élevée de faux zéros dans le scénario de participation aux travaux pourrait indiquer qu'il existe davantage de comportements opportunistes ou que ce scénario est moins crédible. Néanmoins, ce taux de faux zéros n'est pas atypique.

Ces trois types de réponses soulèvent deux problèmes économétriques majeurs :

- ignorer la concentration de réponses en 0 (vrais zéros) rend invalide l'estimation des paramètres de la régression (biais de l'estimateur des MCO dans le cas des questions ouvertes par exemple), ainsi que l'estimation de la moyenne du consentement à payer.
- écarter de l'analyse les faux zéros peut créer un biais de sélection si les faux zéros sont systématiquement différents du reste de l'échantillon.

Dans cette étude, la modélisation économétrique proposée permet d'intégrer et de résoudre ces deux problèmes pour les questions fermées et pour la question ouverte. Elle est décrite à l'annexe D.

4. Les données utilisées

Pour cette étude, 500 personnes résidant en zones rouge (78,6%) et bleue (21,4%) du PPRI (c'est-à-dire en zone inondable) ont été interrogées à leur domicile par quatre enquêteurs. Les entretiens se sont déroulés du 6 avril au 4 mai 2005.

Le questionnaire d'une durée moyenne de 40 minutes se compose de quatre parties :

- la première partie est consacrée à la situation des personnes interrogées par rapport au risque d'inondations : situation du logement, inondations subies (nombre, dommages causés, notamment pour l'inondation de 1995), travaux effectués suite aux inondations ;
- la seconde partie vise à déterminer l'évaluation du risque d'inondations par les personnes interrogées ;
- la troisième partie présente les deux scénarios de valorisation décrits précédemment ;
- la dernière partie du questionnaire regroupe les questions socio-démographiques (sexe, âge, profession, revenu, ...).

L'annexe E présente les résultats descriptifs correspondant aux deux premières parties du questionnaire.

L'annexe F examine la représentativité de l'échantillon par rapport à la population de Charleville. Certaines catégories, dont les ouvriers, sont sous-représentées dans l'échantillon analysé.

Une pratique courante est de redresser l'échantillon pour disposer d'un échantillon représentatif de la population. Dans cette étude, deux difficultés principales ont conduit à ne pas redresser l'échantillon :

- la population de référence est la population des ménages habitant en zone inondable. Or, ce découpage de la commune en fonction du risque d'inondation ne coïncide pas avec les découpages administratifs pour lesquels les informations permettant d'assurer le redressement de l'échantillon sont disponibles.
- la faible proportion d'ouvriers dans l'échantillon conduirait, en cas de redressement par pondération, à leur accorder un poids très grand dans l'analyse. Leur faible nombre rend très imprécise l'estimation pour ce groupe des bénéficiaires accordés à la protection contre le risque d'inondation. Par conséquent, le redressement de l'échantillon aurait pour conséquence l'ajout d'une variabilité supplémentaire et artificielle.

5. Analyse descriptive de la première partie d'enquête

L'annexe E présente l'intégralité de cette analyse, dont les principaux enseignements sont repris ici.

➤ Le logement des personnes interrogées

En moyenne, les personnes interrogées habitent à leur adresse actuelle depuis 15 ans. On n'observe pas de différence significative dans la durée d'occupation des personnes habitant en zone rouge et des personnes résidant en zone bleue.

Il y a presque autant de propriétaires (47,5 %) que de locataires et presque autant de logements pavillonnaires dans l'échantillon (46,2 %) que d'appartements.

Il semble que le risque inondation ait été « traditionnellement » intégré dans les constructions : parmi les personnes résidant en maison :

- 81 % habitent dans des maisons surélevées par rapport à la rue. La surélévation moyenne est 95 cm en zone rouge et de 85 cm en zone bleue.
- Globalement, l'aménagement des niveaux bas des maisons est moindre en zone rouge, qu'en zone bleue.

➤ La connaissance du risque d'inondation

La connaissance du risque est bonne : 94 % des personnes habitant en zone rouge savent que leur logement est situé en zone inondable contre 76 % des personnes habitant en zone bleue. Près d'une personne sur cinq déclare avoir cherché à se renseigner sur le risque d'inondation avant installation, en priorité auprès du voisinage.

➤ Inondations subies

Environ 40% des personnes interrogées ont subi une inondation à leur domicile actuel. La majorité des personnes interrogées n'a subi aucune inondation à une autre adresse (90 % environ).

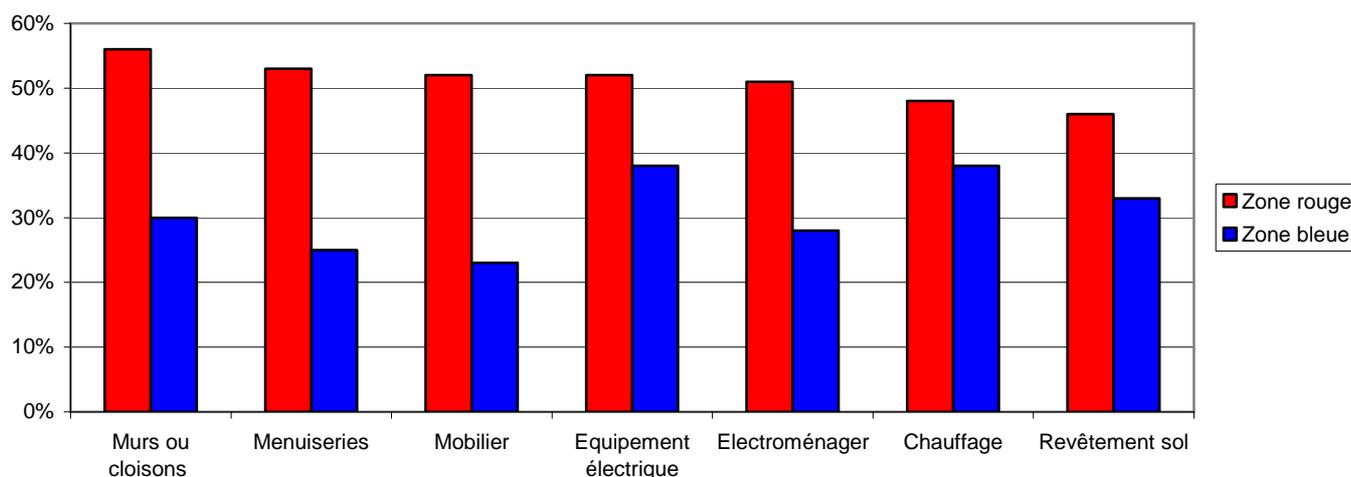
➤ L'inondation de 1995

90 % des personnes interrogées ayant subi au moins une inondation ont été victimes de l'inondation de 1995, quasi exclusivement à leur domicile actuel.

Pour un tiers des personnes victimes de l'inondation de 1995, la durée de l'inondation a été comprise entre 10 jours et 2 semaines.

Le graphique présente l'ampleur des dégâts subis par les personnes victimes de l'inondation de 1995. Les dommages les plus fréquents concernent les murs et les cloisons, les menuiseries, puis le mobilier et les appareils électroménagers.

Principaux dommages subis lors de l'inondation de 1995 (n = 226)



Lecture : Près de 55 % des personnes résidant en zone rouge victimes de l'inondation de 1995 ont subi des dommages impliquant les murs et les cloisons de leur logement.

La quasi-totalité des personnes victimes de l'inondation n'a pas subi de soins médicaux suite à celle-ci. Mais 11 personnes signalent le cas contraire sur les 226 personnes victimes de l'inondation de 1995 interrogées lors de notre enquête.

Près de 70 % des personnes victimes de l'inondation habitant en zone rouge ont été indemnisées par leur assurance, contre 60 % en zone bleue (graphique E10). La moitié des personnes indemnisées estiment que cette indemnisation a couvert tous les dommages.

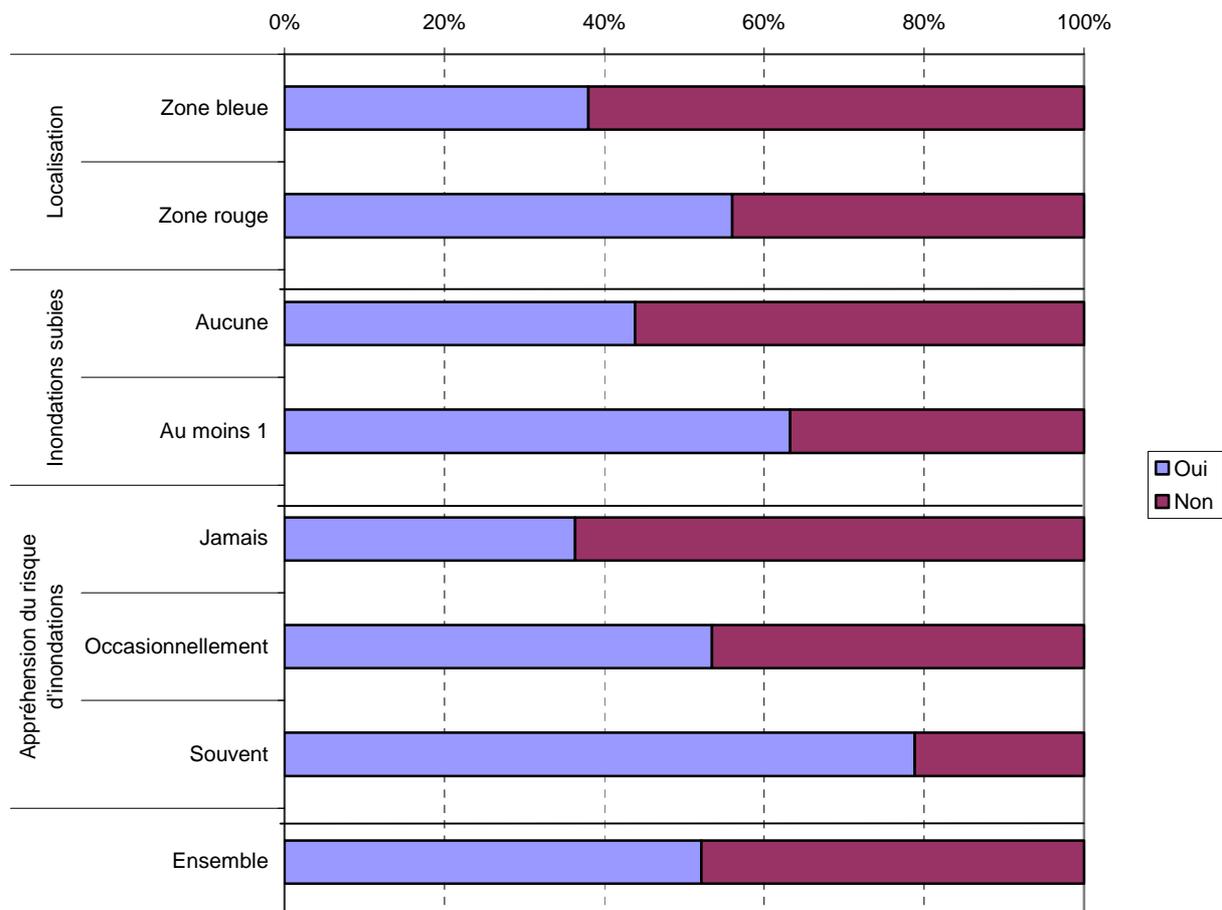
Les personnes indemnisées par leur assurance ont touché en moyenne 11 255 €.

Suite à l'inondation de 1995, un tiers des personnes victimes de cette inondation ont effectué des travaux pour protéger leur habitation des inondations futures

➤ La connaissance du PPRi

Une courte majorité des personnes interrogées a connaissance de l'existence d'un PPRi à Charleville-Mézières. Les personnes résidant en zone rouge ont une meilleure connaissance que les personnes situées en zone bleue (graphique).

Savez-vous qu'il existe un PPRi dans votre commune ? (n = 491)



6. Estimation du consentement à payer pour une réduction du risque d'inondation

L'annexe G présente les résultats de l'estimation des différents modèles économétriques.

6.1. Scénario « Assurance »

Quatre modèles théoriques d'analyse des réponses sont proposés dans ce paragraphe :

- le modèle simple permet d'analyser les consentements à payer strictement positifs : il correspond au modèle présenté au paragraphe X du guide de bonnes pratiques rédigé par la D4E (Terra, 2005b) ;
- le modèle *spike* permet d'analyser les valeurs strictement positives et les vrais zéros ;
- le modèle de mélange constitue une autre démarche possible pour l'analyse des valeurs strictement positives et des vrais zéros ;
- le modèle *spike* avec sélection d'échantillon permet une modélisation intégrée de l'ensemble des réponses (vrais zéros, faux zéros et valeurs strictement positives) : il permet de tester rigoureusement la présence d'un biais de sélection.

Pour le scénario 1 (assurance spécifique pour les inondations), seuls les estimations des modèles incluant les vrais zéros sont présentés ici.

Le modèle simple (non présenté ici) a permis d'estimer le consentement à payer moyen des personnes exprimant une valeur strictement positive à 101,7 €, avec un intervalle de confiance [90,1 ; 114,6]. Cette valeur constitue une borne supérieure du consentement à payer sur l'échantillon.

- L'estimation du modèle *spike*

Le tableau G1 présente les résultats de l'estimation du modèle *spike* sur l'échantillon constitué par les vraies valeurs, qu'elles soient positives ou non.

Les résultats présentés dans ce tableau montrent que les personnes âgées de plus de 60 ans ont un consentement à payer plus élevé que les personnes plus jeunes. Cela peut traduire une aversion pour le risque plus élevé.

L'effet du revenu sur le montant du consentement à payer est peu clair et non monotone : les ménages dont le revenu mensuel est compris entre 1500 et 3000 € ont un consentement à payer plus élevé que les autres ménages.

Sans grande surprise, les personnes qui habitent en rez-de-chaussée ou en maison individuelle ont un consentement à payer plus élevé pour s'assurer spécifiquement contre le risque d'inondation. De même, les personnes habitant en zone rouge du PPRi (zone où l'aléa inondation est le plus fort) expriment un consentement à payer plus important que les personnes moins exposées au risque. Enfin, les personnes qui pensent souvent au risque

d'inondation ou qui se sont renseignées sur le risque d'inondation avant d'emménager dans leur logement fournissent un consentement à payer plus élevé. Ces éléments, conformes aux hypothèses que l'on pouvait formuler *a priori* sur le signe de ces coefficients, expriment une cohérence entre les valeurs de consentement à payer exprimées et le degré d'aversion au risque.

En revanche, les personnes qui ont connu l'inondation de 1995 n'ont pas un consentement à payer significativement différent des personnes qui n'ont pas subi cette inondation.

Le consentement à payer pour l'ensemble des personnes exprimant une vraie valeur est estimé à 39,9 € par ménage et par an, avec un intervalle de confiance de [32,3 ; 50,8].

- L'estimation du modèle de mélange

Le tableau G2 présente les résultats de l'estimation du modèle de mélange sur l'échantillon constitué par les vraies valeurs, qu'elles soient strictement positives ou non.

La première partie de ce tableau explicite les déterminants du montant du consentement à payer pour les personnes exprimant une valeur strictement positive. Les personnes âgées de plus de 80 ans ont un consentement à payer plus élevé que les personnes plus jeunes.

L'effet du revenu sur le montant du consentement à payer est surprenant : les ménages dont le revenu mensuel est inférieur à 2300 € ont un consentement à payer plus élevé que les autres ménages. Les ménages dont la personne de référence exerce une profession intermédiaire, est un employé ou un retraité ont un consentement à payer plus faible que les autres. Enfin les personnes qui ont connu l'inondation de 1995 n'ont pas un consentement à payer plus élevé. Le consentement à payer moyen des personnes exprimant un consentement à payer strictement positif est estimé à 101,4 € par ménage et par an, avec un intervalle de confiance de [89,4 ; 113,0]. Cette valeur est similaire à celle obtenue à partir du modèle simple estimé sur les seules valeurs positives.

La seconde partie du tableau G2 explicite les déterminants de l'acceptation de payer. Les personnes âgées de plus de 60 ans ont une probabilité plus grande d'accepter de payer. L'effet du revenu sur la probabilité d'accepter de payer est peu clair et non monotone : les ménages dont le revenu mensuel est compris entre 1500 et 3000 € ont une propension à payer plus élevée que les autres ménages.

Sans grande surprise, les personnes qui habitent en rez-de-chaussée ou en maison individuelle, les personnes qui habitent en zone rouge du PPRi et les personnes qui pensent souvent au risque d'inondation ont une probabilité d'accepter de payer plus élevée que les autres. Le consentement à payer pour l'ensemble des personnes exprimant une vraie valeur est estimé à 36,0 € par ménage et par an, avec un intervalle de confiance de [30,2 ; 43,1]. Cette valeur est similaire à celle obtenue à partir du modèle *spike*, ce qui traduit la robustesse des résultats à la modélisation économétrique retenue.

- L'estimation du modèle *spike* avec sélection d'échantillon

L'estimation de ce modèle permet de répondre aux questions suivantes. La suppression des faux zéros dans les modèles précédents crée-t-elle un biais de sélection ? Les valeurs du consentement à payer estimées précédemment sont-elles des estimations sans biais du consentement à payer moyen sur la population des résidents en zone inondable ?

Le tableau G3 présente les résultats de l'estimation du modèle *spike* avec sélection d'échantillon.

La première partie du tableau précise les déterminants de la probabilité de fournir une vraie valeur. On note que les personnes âgées de moins de 60 ans ont une probabilité plus faible de fournir une vraie valeur que les personnes plus âgées. En général, les personnes acceptant de fournir leur niveau de revenu sont plus susceptibles d'indiquer une vraie valeur que les personnes qui refusent (qui sont plus susceptibles d'être classées comme des faux zéros). Il faut noter également la présence d'un effet enquêteur.

La seconde partie du tableau G3 présente les déterminants du consentement à payer pour les personnes fournissant une vraie valeur. Qualitativement (et quantitativement), les résultats sont proches du modèle *spike* estimé précédemment. Les commentaires sur l'effet des variables sont donc toujours applicables et ne sont pas repris ici.

Enfin, il faut souligner que le paramètre Rho qui mesure la corrélation entre les deux décisions (fournir une vraie valeur, et décider du montant du consentement à payer) n'est pas significativement différent de 0. Cela signifie qu'il n'y a pas de biais de sélection à supprimer les faux zéros.

Le consentement à payer pour l'ensemble de l'échantillon est estimé à 38,9 € par ménage et par an, avec un intervalle de confiance de [27,6 ; 56,1]. Cette valeur est similaire à celle obtenue à partir du modèle *spike*, ce qui est normal en l'absence de biais de sélection.

- Bilan

Les différents modèles économétriques proposés fournissent des consentements à payer moyens similaires, ce qui traduit la robustesse des résultats à la modélisation retenue. Par sécurité, on propose de retenir la valeur moyenne minimale de 36 €, avec intervalle de confiance [30 ; 43], estimée à partir du modèle de mélange.

6.2. Scénario 2 (« Travaux »)

Pour le second scénario, un modèle de sélection d'échantillon a été estimé par la méthode du maximum de vraisemblance.

Les résultats de cette estimation sont présentés dans le tableau G4.

La première partie du tableau précise les déterminants de la probabilité de fournir une vraie valeur. L'âge n'influence pas la probabilité de fournir une vraie valeur. Les personnes dont le niveau de revenu est le plus faible sont plus susceptibles d'indiquer une vraie valeur que les autres. Les personnes qui résident au rez-de-chaussée ou en maison individuelle ont une probabilité plus grande d'être classées comme des faux zéros.

La seconde partie du tableau G5 présente les déterminants du consentement à payer pour les personnes fournissant une vraie valeur. L'effet du revenu sur le montant du consentement à payer est peu clair et non monotone : les ménages dont le revenu mensuel est compris entre 1500 et 2300 € ou est supérieur à 3000 € ont un consentement à payer plus élevé que les autres ménages.

Sans grande surprise, les personnes habitant en zone rouge du PPRi (zone où l'aléa inondation est le plus fort) expriment un consentement à payer plus important que les personnes moins exposées au risque. Les ménages qui se sont renseignés sur le risque d'inondation avant d'emménager et les ménages propriétaires de leur logement fournissent un consentement à payer plus élevé. En revanche, les personnes résidant au rez-de-chaussée ou en maison individuelle expriment un consentement à payer plus faible que les autres, ce qui est difficile à expliquer.

Enfin, il faut souligner que le paramètre Rho qui mesure la corrélation entre les deux décisions (fournir une vraie valeur, et décider du montant du consentement à payer) n'est pas significativement différent de 0. Cela signifie qu'il n'y a pas de biais de sélection à supprimer les faux zéros.

Le consentement à payer pour l'ensemble de l'échantillon est estimé à 35,7 € par ménage et par an, avec un intervalle de confiance de [23,0 ; 48,4].

6.3. Calcul des bénéfices actualisés et des bénéfices agrégés

Les résultats obtenus par la méthode d'évaluation contingente sont des valeurs annuelles exprimées au niveau des ménages.

A partir de ces valeurs, il est possible :

- de calculer la valeur actualisée des bénéfices de la protection contre le risque d'inondations. Pour cela, il est nécessaire de spécifier une durée d'actualisation et un taux d'actualisation. Deux durées sont étudiées : 15 ans et 30 ans. Compte tenu de la complexité déjà importante des questions posées, la durée sur laquelle les personnes interrogées s'engageaient à payer n'était pas spécifiée dans le questionnaire. Les deux durées proposées ici semblent des engagements plausibles au regard de l'importance du risque évalué, mais aussi du fait de la difficulté à faire s'engager les personnes sur une durée dépassant une génération, sauf à la préciser exclusivement dans l'entretien. Le taux d'actualisation retenu sur cette période est celui établi par un récent rapport du Commissariat Général au Plan : 4 %. Le tableau 4 présente les résultats de ce calcul.
- d'agréger les résultats obtenus à l'échelle des ménages résidant en zone inondable. Ce nombre de ménages peut être estimé à 1500. Le tableau 5 présente les résultats de ce calcul.

Tableau 4 : Calcul des bénéfices actualisés (CAP moyen par ménage)

	Scénario 1	Scénario 2
Valeur annuelle	36,0 €	35,7 €
Actualisation sur 15 ans	436,3 €	432,6 €
Actualisation sur 30 ans	658,5 €	653,0 €

Tableau 5 : Calcul des bénéfices actualisés et agrégés

	Scénario 1	Scénario 2
Valeur annuelle	54 000 €	53 600 €
Actualisation sur 15 ans	654 500 €	648 900 €
Actualisation sur 30 ans	987 700 €	979 500 €

Dans la suite du rapport, les valeurs actualisées sur 30 ans seront privilégiées, car elles semblent les plus cohérentes avec l'importance des travaux ou la permanence du risque d'inondation.

7. Synthèse

Pour estimer le consentement à payer des ménages pour se protéger contre le risque d'inondation, cette étude a utilisé la méthode d'évaluation contingente. Deux scénarios servaient de support pour estimer le consentement à payer des ménages.

Dans le premier scénario, on proposait aux personnes interrogées de souscrire à une assurance spécifique pour les inondations qui les dédommageraient de tous les dommages causés. Sur l'ensemble de l'échantillon, le consentement à payer moyen est estimé à 36,0 € par ménage et par an, avec un intervalle de confiance de [30,2 ; 43,1]. Le dommage actualisé est estimé à 658 500 € sur 30 ans, soit une valeur agrégée proche de 1 million d'euros.

Dans le second scénario, on proposait aux personnes interrogées de participer au financement de travaux de protection permettant de réduire le risque d'inondation. Sur l'ensemble de l'échantillon, le consentement à payer moyen est estimé à 35,7 € par ménage et par an, avec un intervalle de confiance de [23,0 ; 48,4]. Le dommage actualisé est estimé à 650 000 € sur 30 ans, soit une valeur agrégée proche de 1 million d'euros.

Ces deux valeurs apparaissent étonnamment proches, étant donnée la différence des deux scénarios proposés.

IV – DISCUSSION DES VALEURS OBTENUES ET MISE EN PERSPECTIVE DES RESULTATS

Le tableau 6 propose une comparaison des valeurs obtenues par les deux méthodes de monétarisation.

Tableau 6 : Résumé des valeurs actualisées obtenues (en € par logement)

	Scénario 1	Scénario 2
Méthode des prix hédoniques		
sur 1996-2004	-20 370 €	
sur 2000-2004	-32 000 €	
Méthode d'évaluation contingente (actualisation sur 30 ans)	658,5 €	653,0 €

1 Discussion des valeurs obtenues par la méthode des prix hédoniques

La valeur des dommages estimée par la méthode des prix hédoniques correspond à la valeur accordée à la disparition totale du risque d'inondation pour une propriété située en zone inondable. En d'autres termes, elle traduit le consentement à payer des ménages pour localiser (fictivement) leur habitation dans une zone non inondable au lieu d'une zone inondable. Par construction, cette estimation tient compte des prix de vente des habitations situées hors de la zone inondable.

La démarche méthodologique proposée par Rosen (1974) repose sur une estimation en deux étapes. La première étape suffit quand le changement de qualité environnemental est marginal et quand l'externalité est localisée. Dans cette étude, l'externalité est localisée : la superficie de la ville soumise au risque d'inondation est faible et le nombre de logements concernés est faible comparativement au nombre total de logements sur la zone. En revanche le changement de qualité environnemental (passer d'une localisation en zone inondable à une localisation hors de cette zone) n'est sans doute pas marginal. Par conséquent, l'estimation de la seconde étape de la démarche de Rosen (1974) pourrait être nécessaire. Toutefois, sa mise en œuvre nécessite une connaissance des caractéristiques socio-économiques des acheteurs et vendeurs des logements. Or, cette information n'est pas connue avec suffisamment de précision sur la zone d'étude. Par conséquent, seule la première étape de la démarche a été mise en œuvre.

Que peut-on dire de l'estimation des bénéfices environnementaux lors de la première étape de la démarche quand le changement de qualité n'est pas marginal ? Il est difficile d'apporter des éléments de réponse définitifs à cette question. **Freeman (1979) suggère que les bénéfices estimés dans ce cas sont sans doute sur-estimés. L'ampleur de cette sur-estimation reste indéterminée.**

2. Discussion des valeurs obtenues par la méthode d'évaluation contingente

Le changement de qualité environnementale étudié par la méthode d'évaluation contingente est radicalement différent de celui mesuré par la méthode des prix hédoniques. Les valeurs obtenues par les deux méthodes ne sont donc pas directement comparables.

Le premier scénario de la méthode d'évaluation contingente ne correspond à aucune diminution du risque d'inondation. Ce sont seulement les dommages causés aux particuliers qui sont intégralement compensés en cas de souscription à l'assurance spécifique proposée.

Le second scénario correspond à une diminution du risque d'inondation, mais celui-ci n'est pas annulé. De plus, les dommages subis sont indemnisés avec le système d'indemnisation des catastrophes naturelles actuellement en vigueur.

Dans les deux cas, ce n'est donc pas une suppression totale du risque qui est étudiée, mais sa réduction ou la compensation des dégâts subis. Il semble donc normal et légitime que les valeurs estimées dans ce contexte par la méthode d'évaluation contingente soient plus faibles que la valeur estimée par la méthode des prix hédoniques.

Enfin, il faut rappeler que les personnes interrogées résidaient toutes en zone inondable (au sens du PPRi) : les résultats ne sont donc pas nécessairement généralisables à la ville de Charleville-Mézières. Pour ce faire, il faudrait estimer que la valeur accordée à une assurance volontaire contre les inondations par les personnes résidant hors de la zone inondable soit nulle (pas de valeur d'une compensation des nuisances indirectes sur les réseaux de transport, la désorganisation locale). De même, la valeur accordée par les ménages hors zone inondable aux travaux de protection devrait également être nulle (pas de valeur d'altruisme, pour la compensation des nuisances sur les réseaux ou la désorganisation locale).

3. Mise en perspective des resultats

Le différentiel de prix entre les logements situés en zone inondable et les logements situés en zone non inondable estimé sur l'ensemble de la période 1986-2004 est relativement similaire à celui obtenu par Longuépée et Zuindeau (2001) pour le bassin de la Canche, qui estiment à -11,2 % la dépréciation d'une habitation située en zone de crue.

Les réflexions de cette étude n'ont pour but que de stimuler la réflexion méthodologique sur l'évaluation des bénéfices non marchands, dans le cas du risque inondation. Toutefois, ce paragraphe dessine les perspectives possibles pour se rapprocher d'une application concrète en terme d'évaluation économique des actions locales. En effet, une telle évaluation pourrait passer par la conduite d'une analyse coûts-avantages, dans laquelle plusieurs voies peuvent être mobilisées en terme de valorisation des avantages de la prévention des inondations (ici par des ouvrages structurants). Ceux-ci peuvent être envisagés au travers :

- de la différence de prix des biens immobiliers situés en dehors de la zone inondable, toute chose égale par ailleurs (voir étude D4E).
- du consentement à payer des riverains pour la mise en place des ouvrages de protection (voir étude D4E)
- du consentement à payer pour une assurance, qui constituerait la seule couverture en cas de dommages, mais qui indemniserait de tout préjudice, matériel, moral et physique (voir étude D4E)
- des dommages évités par l'ouvrage, estimés à partir de courbes d'endommagement (voir étude BCEOM)

Les valeurs ainsi mises en évidence sont les suivantes :

- toutes choses égales par ailleurs, l'analyse des transactions immobilières a montré que s'extraire complètement du risque inondation en habitant en dehors d'une zone inondable est valorisé en moyenne à hauteur de 20.370 € par logement depuis 1996. Cette valeur semble d'autant plus grande que la période d'inondation est récente et que le risque est rendu visible. Ainsi, sur les cinq années allant de 2000 et 2004 (adoption d'un PPRi en 1999), s'extraire du risque inondation en vendant son bien inondable a été valorisé en moyenne à 32.000 €/logement, toute chose égale par ailleurs. **On peut dire que mettre en place une protection « infailible » de ces zones générerait un bénéfice de 30 M €, voire 50 M € à Charleville Mézères, pour les 1.500 logements concernés.** Cette valeur intègre la solidarité apportée au travers du système actuel d'indemnisation des catastrophes naturelles. Si on ne traite que des données de transactions antérieures à 1995, le bénéfice serait au contraire non significatif. La littérature tend à dire que l'utilisation faite pour notre étude de la méthode sur-estime le bénéfice.
- **Baisser le niveau de risque par des travaux de protection ou garder un niveau de risque équivalent à celui de la situation actuelle tout en étant complètement dédommagé** générerait un bénéfice déclaré par les habitants de l'ordre de 650 € par logement sur 30 ans, soit un **bénéfice de près de 1 M €** sur cette même période. Ces deux valorisations sont étonnement proches, alors que le premier scénario diminue le risque et intègre la compensation offerte par le système d'indemnisation cat-nat et le second prétend compenser intégralement la perte de valeur, tant matérielle qu'au titre du pretium doloris en imaginant la disparition du système cat-nat.

- Enfin, les études locales existantes ont, quant à elles, estimé le bénéfice de la protection contre les inondations à partir du calcul des dommages évités pour les logements et pour un scénario d'aménagement donné à 9 M € sur 30 ans (cette valeur se rapporte aux biens d'habitations afin d'être davantage comparable aux autres valeurs présentées).

Les bénéfices sont donc très différents, ce qui s'explique en priorité par des différences de niveau de protection : suppression totale du risque (cas de l'achat hors zone inondable), compensation totale du risque actuel (y compris pretium doloris) qui continue à être subi ou simple réduction de celui-ci (cas des travaux de protection), sans que sa diminution soit rigoureusement quantifiée.

Ces comparaisons mettent en évidence les complémentarités de chaque approche :

- la valeur révélée par le marché immobilier suit assez fidèlement la perception du risque en fonction des événements historiques marquants. Cette qualité rend néanmoins cette méthode délicate à mobiliser dans une approche coûts-avantages, car elle pose de façon incontournable la question de la date à laquelle la valeur du risque est appréciée ;
- l'estimation des dommages évités reste comparativement une approche très crédible, à condition de mettre des moyens suffisamment importants sur l'étape de récolte des données locales et des coûts (pour dresser des fonctions d'endommagement,...) ;
- les méthodes basées sur la révélation de la valeur restent difficiles d'application à ce jour dans le domaine des risques, en raison notamment de la difficulté pour les individus de prendre en compte dans une réponse synthétique des probabilités et des horizons lointains. Elles peuvent être considérées comme complémentaires à l'approche précédente, en fournissant une estimation par des valeurs déclarées, ce qui est toujours utile pour estimer le niveau de risque acceptable.

V – REFERENCES

- An, M.Y et Ayala, R.A. (1996), 'A Mixture Model of Willingness to Pay Distributions'
- Anselin, L., Bera, A.K., Florax, R. et Yoon, M.J. (1996), 'Simple diagnostic tests for spatial dependence', *Regional Science and Urban Economics*, **26**, 77-104
- Anselin, L. (2002), 'Under the hood – Issues in the specification and interpretation of spatial regression models', *Agricultural Economics*, **27**, 247-267
- Creel, M. et Loomis, J. (1991), 'Confidence Intervals for Evaluating Benefits Estimates from Dichotomous Choice Contingent Valuation', *Land Economics* **67**, 64-73
- Grelot, F Poinard, D, Gendreau, N, Munier, B et Parent, E ' Le risque d'inondation et la prise de décision publique' rapport pour le MATE, juillet 2001
- Freeman, M.A. (1979), 'Hedonic Prices, Property Values and Measuring Environmental Benefits: A Survey of the Issues.', *Scandinavian Journal of Economics*, **81**(2), 154-173
- Harrison, D.M., Smersh, G.T. et Schwartz, A.L. (2001), 'Environmental Determinants of Housing Prices : The Impact of Flood Zone Status', *Journal of Real Estate Research*, **21**, 3-20
- Kim, C.W., Phipps, T.T. et Anselin, L. (2003), 'Measuring the benefits of air quality improvement : a spatial hedonic approach', *Journal of Environmental Economics and Management*, **45**, 24-39
- Kling, C.L. (1991), 'Estimating the Precision of Welfare Measures', *Journal of Environmental Economics and Management* **21**, 244-259
- Krinsky, I. et Robb, A. (1986), 'On Approximating the Statistical Properties of Elasticities', *The Review of Economics and Statistics* **86**, 715-719
- Kriström, B. (1997), 'Spike Models in Contingent Valuation', *American Journal of Agricultural Economics* **79**, 1013-1023.
- Le Gallo, J. (2002), 'Econométrie spatiale : l'autocorrélation spatiale dans les modèles de régression linéaire', *Economie et prévision*, n°155, 139-157
- Longuépée, J. et Zuideau, B. (2001), 'L'impact du coût des inondations sur les valeurs immobilières : une application de la méthode des prix hédoniques à la basse vallée de la Canche', *Les Cahiers du GRATICE*, n°21, 143-166
- Palmquist, R. (1992), 'Valuing localized externalities', *Journal of Urban Economics*, **32**, 40-44
- Rosen, S. (1974), 'Hedonic prices and implicit markets : Product differentiation in pure competition', **82**(1), 34-55
- Scherrer, S. (2004), *Comment évaluer les biens et services environnementaux ?*, La documentation Française, Paris
- Strazzer, E., Genius, M., Scarpa, R. et Hutchinson, G. (2003), 'The Effect of Protest Votes on the Estimates of WTP for Use Values of Recreational Sites', *Environmental and Resource Economics* **25**, 461-476
- Terra, S. (2005a), 'Guide de bonnes pratiques pour la mise en œuvre de la méthode des prix hédoniques', Document de travail D4E n°05-M01
- Terra, S. (2005b), 'Guide de bonnes pratiques pour la mise en œuvre de méthode d'évaluation contingente', Document de travail D4E n°05-M04

Yoo, S.H. et Kwak, S.J. (2002), 'Using a spike model to deal with zero response data from double bounded dichotomous choice contingent valuation surveys', *Applied Economics Letters*, **9**, 929-932

LISTE DES ANNEXES

ANNEXE A - L'ECONOMETRIE SPATIALE AU SERVICE DE LA METHODE DES PRIX HEDONIQUES

ANNEXE B – RESULTATS OBTENUS PAR LA METHODE DES PRIX HEDONIQUES

ANNEXE C – L'IDENTIFICATION DES VRAIS ZEROS ET DES FAUX ZEROS

ANNEXE D - L'ANALYSE ECONOMETRIQUE DANS LA METHODE D'EVALUATION CONTINGENTE

ANNEXE E – ANALYSE DESCRIPTIVE DES DEUX PREMIERES PARTIES DU QUESTIONNAIRE

ANNEXE F – LA REPRESENTATIVITE DE L'ECHANTILLON

ANNEXE G – ESTIMATION DES MODELES ECONOMETRIQUES POUR LA METHODE D'EVALUATION CONTINGENTE

ANNEXE H – QUESTIONNAIRE DE L'ENQUETE POUR LA METHODE D'EVALUATION CONTINGENTE

ANNEXE I –LISTE DES DOCUMENTS DE TRAVAIL DE LA D4E

ANNEXE A - L'ÉCONOMETRIE SPATIALE AU SERVICE DE LA MÉTHODE DES PRIX HÉDONIQUES

L'estimation de la première étape de la méthode des prix hédoniques (c'est-à-dire de la fonction hédonique) suppose de choisir une forme fonctionnelle, c'est-à-dire d'explicitier la fonction f reliant le prix de vente du logement à ses caractéristiques. Cette question fait l'objet d'un vif débat depuis une vingtaine d'années. Le paragraphe VII.1 de Terra (2005a) présente un rapide survol des points de discussion et de controverses. Les principales formulations de l'équation de régression sont présentées dans le guide de bonnes pratiques pour la mise en œuvre de la méthode des prix hédoniques (Terra, 2005a) et ne sont pas rappelées ici.

Une piste plus récente dans l'analyse économétrique de la méthode des prix hédoniques est l'utilisation de modèles intégrant explicitement une dimension spatiale.

➤ Qu'est-ce que l'économétrie spatiale ?

Les outils économétriques généralement utilisés dans la méthode des prix hédoniques reposent sur l'hypothèse que les observations (ici les transactions immobilières) sont indépendantes et identiquement distribuées.

L'économétrie spatiale est, quant à elle, caractérisée par la prise en compte de la dépendance spatiale entre les observations situées en différents points de l'espace et/ou de l'hétérogénéité spatiale qui survient par exemple quand les paramètres des modèles estimés varient spatialement.

La dépendance spatiale signifie que la valeur prise par une variable en un lieu i dépend de la valeur de cette variable en d'autres points de l'espace. La principale raison qui justifie la prise en compte de la dépendance spatiale est que la dimension spatiale de l'activité socio-démographique, économique ou régionale est un aspect primordial dans la modélisation du problème. Par exemple, dans le cas de la méthode des prix hédoniques, cette dépendance spatiale peut exprimer l'idée intuitive que les prix des logements dans un même quartier s'influencent mutuellement. Prendre en compte la dépendance spatiale suppose au préalable de définir ce qui constitue un quartier, et de construire ensuite un modèle économétrique intégrant explicitement la dimension spatiale.

➤ La matrice des interactions spatiales

La matrice des interactions spatiales permet de donner un contenu explicite à la notion de quartier ou de voisinage.

Formellement, la matrice d'interactions spatiales est une matrice $n \times n$, notée généralement W , qui indique la liste des voisins de chaque observation. Chaque ligne correspond à la liste des voisins d'une observation donnée. Dans chaque ligne, une valeur non-nulle identifie un voisin de l'observation concernée. Si on note w_{ij} le terme général de W , on dit que j est un voisin de i si $w_{ij} \neq 0$. Par convention, une observation n'est pas un voisin d'elle-même : les termes diagonaux de W sont nuls ($w_{ii} = 0$).

Pour faciliter l'interprétation et pour rendre les paramètres plus comparables entre différents modèles, la matrice d'interaction spatiale est généralement normalisée pour que la somme de

chaque ligne soit égale à 1. Chaque élément de la matrice standardisée, $w_{ij}^s = \frac{w_{ij}}{\sum_j w_{ij}}$ est donc

compris entre 0 et 1. Par conséquent, l'opération de décalage spatial (pré-multiplier un vecteur d'observations par W) correspond à une moyenne pondérée des valeurs dans un voisinage donné.

La spécification de la matrice d'interactions spatiales est souvent délicate et arbitraire. Plusieurs solutions sont possibles pour définir des voisins.

La première solution est de définir le voisinage en fonction de la contiguïté des observations. Deux observations sont voisines si elles partagent les mêmes « frontières » : dans cette optique, deux villes sont voisines si elles partagent certaines de leurs limites communales. Notons qu'il y a plusieurs définitions possibles pour définir cette contiguïté (voir par exemple Anselin, 2002).

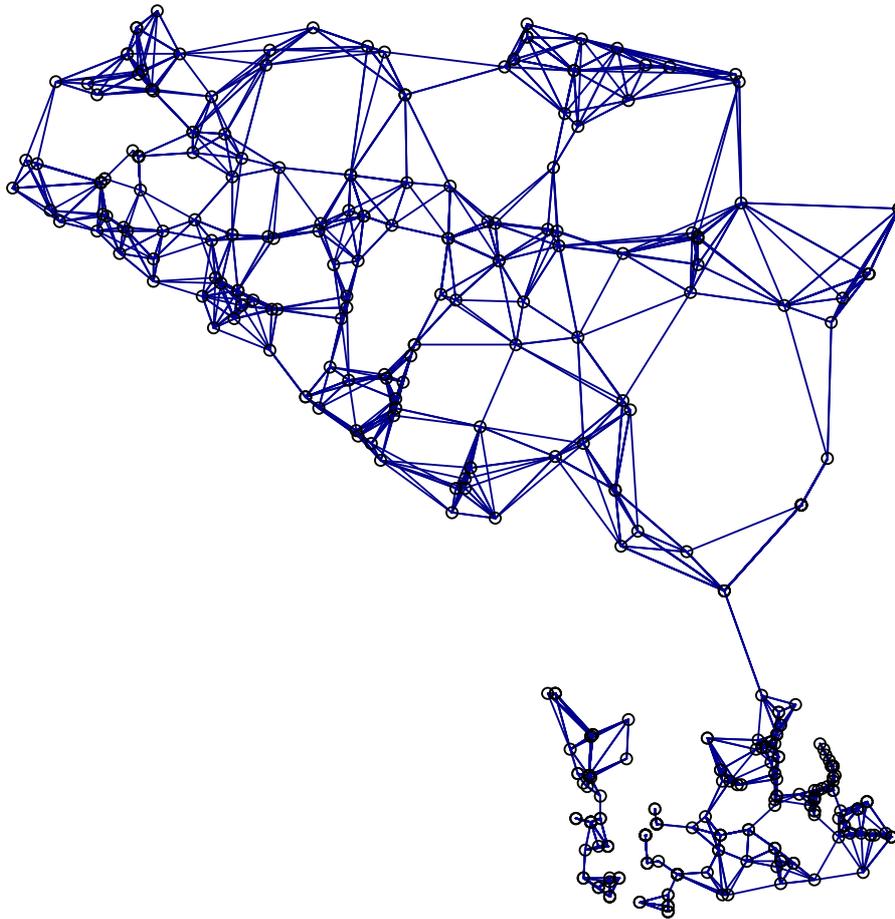
La seconde solution est de définir le voisinage en termes de distance : toutes les observations situées à moins de x mètres d'une observation donnée sont considérées comme voisines de cette observation.

Une troisième solution est de fixer le nombre k de voisins possibles pour chaque observation et de définir comme voisins d'une observation donnée les k observations les plus proches. Il s'agit de la méthode des k plus proches voisins.

Anselin (2002) présente en détail les autres types de matrice d'interactions spatiales et les principales questions soulevées par la définition de la matrice W .

Dans cette étude, c'est la méthode des k plus proches voisins qui a été retenue, avec un nombre de voisins égal à 8. A titre d'illustration, le graphique 1 présente la structure des liens de voisinage sur l'échantillon utilisé.

Graphique 1 - Structure des liens de voisinage



➤ Les modèles à décalage spatial et à erreur spatial

• Le modèle à décalage spatial

La première façon d'intégrer la dimension spatiale dans un modèle est de considérer que le prix d'un logement donné dépend non seulement de ses caractéristiques propres et des caractéristiques du quartier (qui constituent les variables explicatives traditionnelles dans les modèles hédoniques ; ce sont des effets directs) mais aussi du prix des logements dans le voisinage (effets indirects). En d'autres termes, cela revient à supposer que la moyenne pondérée spatialement des prix des habitations du quartier affecte le prix des autres logements du quartier.

Par analogie avec l'analyse des séries temporelles où le décalage consiste à prendre en compte les valeurs passées d'une variable, ce modèle est qualifié de modèle à décalage spatial car il prend en compte les valeurs voisines (géographiquement) d'une variable (ici, le prix).

Ce modèle est particulièrement bien adapté quand il existe une interaction spatiale structurelle sur le marché (immobilier) et que l'on cherche à mesurer la force de cette interaction.

Formellement, ce modèle s'écrit :

$$P = \rho WP + X\beta + \varepsilon$$

où P est le vecteur des prix, ε celui des termes d'erreur

ρ est le paramètre d'autocorrélation spatiale

X est la matrice des variables explicatives

W est la matrice des interactions spatiales.

Ce modèle suppose que la somme pondérée spatialement des prix des habitations voisines est une variable explicative qui intègre la spécification de l'équation de prix hédonique :

$$P_i = \rho (w_{i2} P_2 + w_{i3} P_3 + \dots + w_{in} P_n) + X_i \beta + \varepsilon_i$$

Du fait de l'endogénéité de WP , les estimateurs des moindres carrés ordinaires sont biaisés et non convergents. Une estimation par le maximum de vraisemblance (avec une hypothèse de normalité des termes d'erreur) ou par les doubles moindres carrés (variables instrumentales) est nécessaire.

Dans cette étude, ce modèle à décalage spatial a été estimée par la méthode du maximum de vraisemblance. Pour un modèle linéaire, la log-vraisemblance s'écrit

$$\ln L = -\frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln(\sigma^2) + \ln|\det(Id - \rho W)| - \frac{1}{2\sigma^2} ((Id - \rho W)y - X\beta)' ((Id - \rho W)y - X\beta)$$

où $\det(A)$ désigne le déterminant de la matrice A et A' la transposée de A . Id est la matrice identité d'ordre n .

Afin de disposer d'une forme fonctionnelle plus flexible, un modèle de Box-Cox a aussi été estimé. Dans notre application, seule la variable expliquée a été transformée de la manière suivante :

$$y^{(\lambda)} = \begin{cases} \frac{y^\lambda - 1}{\lambda} & \text{si } \lambda \neq 0 \\ \ln(y) & \text{si } \lambda = 0 \end{cases}$$

Avec cette transformation, la log-vraisemblance du modèle s'écrit :

$$\begin{aligned} \ln L = & -\frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln(\sigma^2) + \ln|\det(Id - \rho W)| + (\lambda - 1) \sum_i \ln(y_i) \\ & - \frac{1}{2\sigma^2} \left((Id - \rho W)y^{(\lambda)} - X\beta \right)' \left((Id - \rho W)y^{(\lambda)} - X\beta \right) \end{aligned}$$

- *Le modèle à erreur spatiale*

Dans ce type de modèle, on ne considère plus les effets indirects causés par le prix des logements voisins. En revanche, ce modèle repose sur l'hypothèse qu'il existe une variable explicative qui a été omise dans l'équation de prix hédonique et que cette variable omise varie spatialement. Les termes d'erreur dans le modèle hédonique tendent alors à être autocorrélés spatialement (la valeur du terme d'erreur pour une localisation donnée est liée à la valeur pour une autre localisation).

Ce modèle est particulièrement adapté quand il n'y a pas d'interaction spatiale théorique et/ou apparente et que l'on cherche seulement à « corriger l'influence potentiellement biaisante de l'autocorrélation spatiale, due à l'utilisation de données spatiales » (Kim *et al.*, 2003).

Formellement, ce modèle s'écrit :

$$P = X\beta + \varepsilon \quad \text{avec} \quad \varepsilon = \lambda W\varepsilon + u$$

où λ est le coefficient spatial autorégressif.

Le prix d'une habitation en un lieu est une fonction des caractéristiques locales X mais aussi des variables omises dans les autres localisations.

Les estimateurs des moindres carrés ordinaires sont sans biais mais non efficaces.

➤ Les tests de diagnostic spatial

- Le test I de Moran

Le test le plus connu pour détecter la présence d'autocorrélation spatiale est le test du I de Moran, qui indique la corrélation (ou non) entre voisins.

Dans le cas où W est normalisée, le I de Moran est défini par :

$$I = \frac{\varepsilon' W \varepsilon}{\varepsilon' \varepsilon}$$

Les moments de I sont :

$$E(I) = \frac{tr(MW)}{n-k} \text{ avec } tr(\cdot) \text{ la trace d'une matrice et } k \text{ le nombre de variable du modèle}$$

$$Var(I) = \frac{tr(MWMMW') + tr[(MW)^2] + [tr(MW)]^2}{(n-k)(n-k+2)} - [E(I)]^2$$

$$\text{où } M = Id - X(X'X)^{-1}X'$$

Sous H_0 (pas d'autocorrélation spatiale),

$$\frac{I - E(I)}{\sqrt{Var(I)}} \sim N(0,1)$$

Ce test permet seulement de détecter la présence éventuelle d'autocorrélation spatiale ; il ne renseigne pas sur le type de modèle adapté (décalage spatial, erreur spatiale).

- Tests du multiplicateur de Lagrange (modèles à décalage spatial et erreur spatiale)

Anselin *et al.* (1996) ont proposé une série de tests du multiplicateur de Lagrange utiles pour détecter la spécification adéquate du modèle.

Les statistiques de tests sont rappelées brièvement ici, avant de décrire la procédure de recherche de spécification adoptée.

Pour mettre en évidence un modèle à décalage spatial, Anselin *et al.* (1996) proposent deux statistiques de test (LMlag et RLMlag), la seconde statistique de test étant robuste aux mauvaises spécifications locales du modèle.

$$LMlag = \frac{\left(\frac{\varepsilon' W y}{\sigma^2}\right)^2}{\frac{(WX\beta)' M (WX\beta)}{\sigma^2} + tr((W' + W)W)}$$

$$RLMlag = \frac{\left(\frac{\varepsilon' W y}{\sigma^2} - \frac{\varepsilon' W \varepsilon}{\sigma^2}\right)^2}{\frac{(WX\beta)' M (WX\beta)}{\sigma^2}}$$

Pour mettre en évidence un modèle à erreur spatiale, Anselin *et al.* (1996) proposent de même deux statistiques de test (LMerr et RLMerr), la seconde étant encore robuste aux mauvaises spécifications locales du modèle.

$$LMerr = \frac{\left(\frac{\varepsilon'W\varepsilon}{\sigma^2} \right)^2}{tr((W' + W)W)}$$

$$RLMerr = \frac{\left[\frac{\varepsilon'W\varepsilon}{\sigma^2} - \left(\frac{tr((W' + W)W)}{(WX\beta)'M(WX\beta) + tr((W' + W)W)} \right) \frac{\varepsilon'Wy}{\sigma^2} \right]^2}{(tr((W' + W)W)) \left(1 - \frac{tr((W' + W)W)}{(WX\beta)'M(WX\beta) + tr((W' + W)W)} \right)}$$

Sous H0, toutes ces statistiques de test suivent un χ^2 à 1 degré de liberté.

La démarche de détection de la spécification appropriée est la suivante :

- Estimer le modèle par les MCO.
- Tester la présence d'autocorrélation spatiale à partir du test I de Moran : si on ne rejette pas l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation, alors on accepte les résultats MCO ; sinon, on utilise les tests du multiplicateur de Lagrange.
- Si LMerr est significatif et LMLag ne l'est pas, alors le modèle à erreur spatial est approprié.
- Si LMLag est significatif et LMerr ne l'est pas, alors le modèle à décalage spatial est approprié.
- Si LMLag et LMerr sont significatifs, on considère la version robuste des statistiques de test et on sélectionne le modèle correspondant à la significativité la plus élevée.

➤ Le calcul des effets marginaux pour une variable binaire

L'objectif de cette étude est de mettre en évidence l'effet éventuel de la localisation en zone inondable sur le prix des logements. La variable d'intérêt est donc une variable binaire qui prend les valeurs 0 et 1. La question centrale de l'interprétation des résultats est donc de passer des coefficients estimés par les modèles à une valeur en euros.

- Cas du modèle linéaire classique

Dans le cas du modèle linéaire classique avec variable expliquée en niveau¹², la différence de prix selon les valeurs de la variable binaire est obtenue immédiatement à partir des résultats du modèle : il s'agit simplement du coefficient associé à cette variable.

- Cas du modèle de Box-Cox

L'espérance des valeurs prédites pour le modèle de Box-Cox s'écrit :

$$E(y/x) = E\left[(\lambda(x\beta + \varepsilon) + 1)^{1/\lambda} / x\right]$$

Contrairement au modèle linéaire usuel, il n'est pas possible d'isoler l'espérance du terme d'erreur dans la formule précédente. Dans la pratique, le terme d'erreur est généralement ignoré et n'est pas pris en compte dans le calcul, ce qui est évidemment erroné. Pour calculer cette espérance, nous avons utilisé l'approximation numérique traditionnelle en approximant cette intégrale par une somme à partir de la formule suivante :

$$E(y/x) \approx \sum_{\varepsilon=-5}^{\varepsilon=5} (\lambda(x\beta + \varepsilon) + 1)^{1/\lambda} f(\varepsilon) \Delta\varepsilon \quad \text{avec } \Delta\varepsilon = 0,01 \text{ et } f \text{ la fonction de densité d'une loi}$$

normale centrée et de variance σ^2 .

Pour isoler l'effet de la variable binaire d'intérêt, le prix moyen d'un logement présentant les caractéristiques moyennes de l'échantillon et la valeur 1 pour la caractéristique d'intérêt a été calculé avec la formule précédente, de même que le prix moyen d'un logement identique possédant la valeur 0 pour la caractéristique d'intérêt.

¹² La même démarche est valable pour le modèle à erreur spatiale.

- Cas du modèle linéaire à décalage spatial

Dans ce cas, l'effet de la variable binaire n'est plus immédiatement donné par la valeur du coefficient de cette variable. Notons Y^1 la valeur du prix quand les propriétés possèdent la caractéristique étudiée et Y^0 dans le cas contraire. On note également X la matrice correspondant aux autres caractéristiques des logements, β le vecteur des coefficients associés et γ le coefficient de la variable binaire étudié et \mathbf{i} un vecteur composé de 1. On a alors

$$Y^1 = \rho W Y^1 + X\beta + \gamma \mathbf{i} + \varepsilon \Leftrightarrow (Id - \rho W) Y^1 = X\beta + \gamma \mathbf{i} + \varepsilon$$

$$\Leftrightarrow Y^1 = (Id - \rho W)^{-1} X\beta + (Id - \rho W)^{-1} \gamma \mathbf{i} + (Id - \rho W)^{-1} \varepsilon$$

$$Y^0 = \rho W Y^0 + X\beta + \varepsilon \Leftrightarrow Y^0 = (Id - \rho W)^{-1} X\beta + (Id - \rho W)^{-1} \varepsilon$$

$$\text{Donc } Y^1 - Y^0 = (Id - \rho W)^{-1} \gamma \mathbf{i} = \gamma (Id - \rho W)^{-1} \mathbf{i} = \gamma [Id \mathbf{i} + \rho W \mathbf{i} + \rho^2 W W \mathbf{i} + \dots] = \gamma [1 + \rho + \rho^2 + \dots] \mathbf{i} = \frac{\gamma}{1 - \rho} \mathbf{i}$$

- Cas du modèle de Box-Cox à décalage spatial

Le cas du modèle de Box-Cox à décalage spatial combine les difficultés évoquées précédemment pour le modèle de Box-Cox et pour le modèle linéaire à décalage spatial.

L'espérance du prix prédit pour l'observation i est, dans ce modèle, définie par :

$$E(y_i / x_i) = E \left[\left(\lambda \left((Id - \rho W)_{i,i}^{-1} x_i \beta + (Id - \rho W)_{i,i}^{-1} \varepsilon_i \right) + 1 \right)^{1/\lambda} / x_i \right]$$

où $(Id - \rho W)_{i,i}^{-1}$ désigne la $i^{\text{ème}}$ ligne de la matrice $(Id - \rho W)^{-1}$.

Pour estimer l'effet de la variable binaire d'intérêt, la même démarche d'approximation numérique que précédemment a été adoptée. Pour chaque observation, le prix du logement a été calculé par cette approximation successivement avec et sans la caractéristique d'intérêt.

$$E(y^1 / x) \approx \sum_{\varepsilon=-5}^{\varepsilon=5} \left(\lambda \left((Id - \rho W)_{i,i}^{-1} x_i \beta + (Id - \rho W)_{i,i}^{-1} \gamma + \varepsilon \right) + 1 \right)^{1/\lambda} f(\varepsilon) \Delta \varepsilon$$

$$E(y^0 / x) \approx \sum_{\varepsilon=-5}^{\varepsilon=5} \left(\lambda \left((Id - \rho W)_{i,i}^{-1} x_i \beta + \varepsilon \right) + 1 \right)^{1/\lambda} f(\varepsilon) \Delta \varepsilon$$

Il faut noter que, pour des raisons de calcul liées à la méthode d'estimation retenue, le terme d'erreur figurant dans ces formules est de variance égale à $\sigma^2 Id$ et non $\sigma^2 (Id - \rho W)^{-1} [(Id - \rho W)^{-1}]'$, ce qui peut engendrer une erreur (qu'une analyse de sensibilité a estimé relativement faible) dans le calcul des effets marginaux.

➤ **La mesure de la qualité de l'ajustement**

Dans les modèles de régression usuels, la qualité de l'ajustement est généralement mesuré par le R^2 qui mesure la part de la variance de la variable qui est expliquée par le modèle. Cet indicateur correspond ainsi au rapport entre la variance des valeurs prédites par le modèle et la variance des valeurs observées.

Le R^2 traditionnel n'est plus applicable dans le cas des modèles à décalage spatial. Toutefois, à des fins de comparaison, le rapport entre la variance des valeurs prédites par le modèle et la variance des valeurs observées, que l'on peut qualifier de pseudo- R^2 , est présenté dans les résultats de l'estimation. Néanmoins, ces pseudo- R^2 ne sont pas comparables entre les modèles classiques et les modèles spatiaux.

La mesure correcte de la qualité de l'ajustement dans les modèles spatiaux est fondée sur la valeur de la log-vraisemblance (évaluée au point des paramètres optimaux). Cette log-vraisemblance est présentée dans tous les tableaux de résultats. Les modèles classiques et les modèles spatiaux peuvent être directement comparés sur la base de cette valeur.

Un critère de comparaison plus élaboré est le critère d'information d'Akaike qui tient compte non seulement de la valeur de la log-vraisemblance mais aussi du nombre de variables explicatives dans le modèle. La formule de calcul de ce critère est :

$$AIC = - 2 L + 2 K$$

où L est la valeur de la log-vraisemblance maximisée et K le nombre de variables explicatives du modèle.

On peut utiliser le critère d'Akaike pour choisir entre deux modèles, en retenant le modèle présentant la valeur la plus faible pour ce critère. L'AIC est particulièrement utile pour choisir entre des modèles non emboîtés. Pour des modèles emboîtés, il est toujours possible d'utiliser un test du rapport de vraisemblance pour déterminer le modèle le plus adapté.

ANNEXE B – RESULTATS OBTENUS PAR LA METHODE DES PRIX HEDONIQUES

➤ Les données utilisées

Les données transmises par les services fiscaux correspondent aux caractéristiques physiques du logement et sont présentées dans la colonne (1) du tableau B1. Toutes les transactions ont été géoréférencées : un système d'information géographique a permis de calculer plusieurs variables de distance mesurant la proximité entre le logement et différents services. Enfin, une variable définit la localisation (ou non) en zone inondable des propriétés. Ces variables sont détaillées dans la colonne (2) du tableau B1.

Tableau B1 – Variables disponibles

(1)	(2)
Date transaction	Type de quartier (zonage POS)
Montant de la transaction	Exposition directe à axe de circulation important
Type d'habitat	Autre source de nuisance
Surface terrain (m ²)	Distance à source de nuisance (m)
Année de construction	Vue sur la Meuse
Catégorie cadastrale	Distance Meuse (m)
Inclusion dans un lotissement	Distance Monument historique (m)
Nombre d'étages	Distance Parc urbain (m)
Nature des matériaux	Distance Arrêt de bus (m)
Surface habitable (m ²)	Distance Etablissement scolaire (m)
Surface logement corrigée (m ²)	Distance Etablissement socioculturel (m)
Nombre de pièces principales	Type d'établissement
Nombre de cuisines	Distance boulangerie la plus proche (m)
Nombre de salles de bain	Distance Place Ducale (m)
Garage	Distance à la gare routière (m)
Cave/cellier	Distance à la gare ferroviaire (m)
Grenier/comble	Risque d'inondation auquel est soumis le bien
Terrasse	
Piscines	
Surface au sol (m ²)	

Tableau B2 – Estimations des modèles de régression classiques sur la période 1986-2004

	Modèle linéaire	Modèle de Box-Cox
Constante	-37,541 *** (10,228)	3,377 *** (0,388)
Surface habitable	0,332 *** (0,061)	0,014 *** (0,004)
Nombre de pièces	7,016 *** (1,483)	0,252 *** (0,085)
Nombre de salles de bain	9,472 *** (3,007)	0,328 ** (0,142)
Age du logement	-0,154 *** (0,044)	-0,007 *** (0,002)
Maison	16,262 *** (4,170)	0,565 *** (0,216)
Garage	13,775 *** (3,356)	0,482 *** (0,181)
Distance à la gare	-0,018 *** (0,0064)	-0,001 *** (0,0003)
Distance arrêt de bus	-0,0529 *** (0,018)	-0,001 * (0,001)
Vue sur la Meuse	7,679 (4,888)	0,301 (0,199)
Tendance	5,533 *** (0,390)	0,214 *** (0,056)
Localisation en zone inondable	-14,239 *** (4,179)	-0,544 *** (0,206)
λ		0,266 *** (0,059)
Effectif	388	388
R²	0,68	0,77
Log-vraisemblance	-1845,7	-1773,0
AIC	3717,3	3574,1
<i>Tests de diagnostic spatial</i>		
I de Moran	0,0926 ***	0,0994 ***
LM lag	21,1 ***	22,6 ***
RLM lag	7,4 ***	7,1 ***
LM error	15,0 ***	17,3 ***
RLM error	1,3	1,9
Différence de prix entre zone inondable et zone non inondable	-14 239 € ***	-13 350 € ***

Notes :

La variable expliquée est le prix du logement en milliers d'euros (ou sa transformation dans le cas du modèle de Box-Cox).

Les écarts-types sont présentés entre parenthèses.

* variable significative au seuil de 10 %, ** au seuil de 5 % et *** au seuil de 1 %

Tableau B3 – Estimations des modèles avec décalage spatial sur la période 1986-2004

	Modèle linéaire	Modèle log-linéaire	Modèle de Box-Cox
Constante	-69,016 *** (12,587)	1,604 *** (0,315)	0,964 (0,819)
Surface habitable	0,316 *** (0,060)	0,004 *** (0,001)	0,014 *** (0,004)
Nombre de pièces	6,807 *** (1,449)	0,077 *** (0,019)	0,252 *** (0,086)
Nombre de salles de bain	9,915 *** (2,937)	0,104 *** (0,038)	0,342 ** (0,146)
Age du logement	-0,133 *** (0,043)	-0,002 *** (0,0005)	-0,006 *** (0,002)
Maison	13,764 *** (4,117)	0,142 *** (0,053)	0,4821 ** (0,204)
Garage	14,364 *** (3,280)	0,153 *** (0,042)	0,516 *** (0,189)
Distance à la gare	-0,0069 (0,0068)	0,0001 (0,0001)	-0,0003 (0,0003)
Distance arrêt de bus	-0,0331 * (0,0186)	-0,0002 (0,0002)	-0,0008 (0,0007)
Vue sur la Meuse	6,858 (4,767)	0,084 (0,061)	0,271 (0,197)
Tendance	5,561 *** (0,381)	0,069 *** (0,005)	0,221 *** (0,059)
Localisation en zone inondable	-9,802 *** (4,218)	-0,122 ** (0,054)	-0,385 ** (0,187)
ρ	0,240 *** (0,058)	0,243 *** (0,060)	0,243 *** (0,058)
λ			0,271 *** (0,006)
Effectif	388	388	388
Pseudo-R²	0,69	1,05	0,76
Log-vraisemblance	-1837,7	-1775,1	-1764,7
AIC	3703,3	3578,2	3559,3
Différence de prix entre zone inondable et zone non inondable	-12 891 € ***	-13 141 € ***	-11 988 € ***

Notes :

La variable expliquée est le prix du logement en milliers d'euros (ou sa transformation dans le cas du modèle log-linéaire et du modèle de Box-Cox).

Les écarts-types sont présentés entre parenthèses.

* variable significative au seuil de 10 %, ** au seuil de 5 % et *** au seuil de 1 %

Tableau B4 – Estimations d'un modèle de régression linéaire sur la période 1986-1995

	Modèle linéaire	Modèle log-linéaire
Constante	-6,412 (17,407)	3,058 *** (0,307)
Surface habitable	0,258 *** (0,084)	0,004 ** (0,002)
Nombre de pièces	6,929 *** (2,435)	0,0962 ** (0,043)
Nombre de salles de bain	-7,968 * (4,616)	-0,116 (0,081)
Age du logement	0,108 (0,097)	0,0005 (0,0017)
Maison	-7,753 (7,486)	-0,092 (0,131)
Garage	10,097 ** (5,097)	0,175 ** (0,089)
Distance à la gare	-0,017 (0,011)	-0,0003 (0,0002)
Distance arrêt de bus	-0,028 (0,026)	-0,0003 (0,0005)
Vue sur la Meuse	11,598 (8,058)	0,219 (0,141)
Tendance	3,367 *** (1,157)	0,052 ** (0,020)
Localisation en zone inondable	-2,546 (6,670)	-0,0586 (0,117)
Effectif	95	95
R²	0,58	0,60
Log-vraisemblance	-423,9	-409,2
AIC	873,8	844,3
<i>Tests de diagnostic spatial</i>		
I de Moran	0,0055 *	0,0091 *
LM lag	0,3	0,2
RLM lag	0,7	0,3
LM error	0,01	0,04
RLM error	0,4	0,1
Différence de prix entre zone inondable et zone non inondable	-2 546 €	-3 301 €

Notes :

La variable expliquée est le prix du logement en milliers d'euros (ou sa transformation dans le cas du modèle de Box-Cox).

Les écarts-types sont présentés entre parenthèses.

* variable significative au seuil de 10 %, ** au seuil de 5 % et *** au seuil de 1 %

Tableau B5 – Estimations des modèles de régression classiques sur la période 1996-2004

	Modèle linéaire	Modèle de Box-Cox
Constante	-51,692 *** (13,868)	2,971 *** (0,741)
Surface habitable	0,428 *** (0,074)	0,023 *** (0,008)
Nombre de pièces	6,561 *** (1,700)	0,318 ** (0,128)
Nombre de salles de bain	13,183 *** (3,441)	0,674 ** (0,263)
Age du logement	-0,196 *** (0,046)	-0,011 *** (0,004)
Maison	19,300 *** (4,631)	0,949 *** (0,368)
Garage	14,332 *** (3,810)	0,620 ** (0,277)
Distance à la gare	-0,017 ** (0,007)	-0,0009 ** (0,0004)
Distance arrêt de bus	-0,047 ** (0,022)	-0,0015 (0,0012)
Vue sur la Meuse	10,393 * (5,398)	0,479 (0,307)
Tendance	5,868 *** (0,706)	0,291 *** (0,095)
Localisation en zone inondable	-21,780 *** (4,711)	-1,078 *** (0,394)
λ		0,339 *** (0,068)
Effectif	293	293
R²	0,72	0,84
Log-vraisemblance	-1386,9	-1341,8
AIC	2799,7	2711,6
<i>Tests de diagnostic spatial</i>		
I de Moran	0,140 ***	0,154 ***
LM lag	35,6 ***	39,9 ***
RLM lag	13,8***	14,3 ***
LM error	26,1 ***	31,7 ***
RLM error	4,2 **	6,1 **
Différence de prix entre zone inondable et zone non inondable	-21 780 € ***	-19 169 € ***

Notes :

La variable expliquée est le prix du logement en milliers d'euros (ou sa transformation dans le cas du modèle de Box-Cox).

Les écarts-types sont présentés entre parenthèses.

* variable significative au seuil de 10 %, ** au seuil de 5 % et *** au seuil de 1 %

Tableau B6 – Estimations des modèles avec décalage spatial sur la période 1996-2004

	Modèle linéaire	Modèle log-linéaire	Modèle de Box-Cox
Constante	-89,592 *** (14,977)	1,243 *** (0,318)	-0,841 (1,444)
Surface habitable	0,420 *** (0,070)	0,005 *** (0,001)	0,023 *** (0,008)
Nombre de pièces	6,041 *** (1,619)	0,067 *** (0,020)	0,309 ** (0,124)
Nombre de salles de bain	13,437 *** (3,273)	0,156 *** (0,040)	0,695 *** (0,267)
Age du logement	-0,169 *** (0,044)	-0,0025 *** (0,0005)	-0,010 *** (0,004)
Maison	14,481 *** (3,273)	0,150 *** (0,055)	0,720 ** (0,317)
Garage	14,678 *** (3,624)	0,132 *** (0,044)	0,678 ** (0,286)
Distance à la gare	-0,0018 (0,0072)	-0,0001 (0,0001)	-0,0001 (0,0004)
Distance arrêt de bus	-0,023 (0,021)	0,0001 (0,0003)	-0,0005 (0,0011)
Vue sur la Meuse	9,860 * (5,139)	0,104 * (0,062)	0,490 (0,303)
Tendance	5,646 *** (0,673)	0,069 *** (0,005)	0,292 *** (0,095)
Localisation en zone inondable	-15,041 *** (4,657)	-0,175 ** (0,056)	-0,782 ** (0,327)
ρ	0,301 *** (0,056)	0,312 *** (0,058)	0,310 *** (0,055)
λ			0,347 *** (0,068)
Effectif	293	388	388
Pseudo-R²	0,74	1,30	0,84
Log-vraisemblance	-1373,6	-1341,2	-1327,1
AIC	2775,2	2710,4	2684,2
Différence de prix entre zone inondable et zone non inondable	-21 505 € ***	-23 236 € ***	-20 368 € ***

Notes :

La variable expliquée est le prix du logement en milliers d'euros (ou sa transformation dans le cas du modèle log-linéaire et du modèle de Box-Cox).

Les écarts-types sont présentés entre parenthèses.

* variable significative au seuil de 10 %, ** au seuil de 5 % et *** au seuil de 1 %

Tableau B7 – L'effet de la localisation en zone inondable est-il constant entre 1996 et 2004 ?

	Modèle de Box-Cox	Modèle de Box-Cox spatial
Constante	2,403 *** (0,903)	-1,125 (1,544)
Surface habitable	0,023 *** (0,008)	0,023 *** (0,008)
Nombre de pièces	0,322 ** (0,128)	0,312 ** (0,125)
Nombre de salles de bain	0,653 ** (0,258)	0,683 *** (0,265)
Age du logement	-0,011 *** (0,004)	-0,010 *** (0,004)
Maison	0,948 *** (0,367)	0,424 ** (0,318)
Garage	0,625 ** (0,278)	0,681 ** (0,287)
Distance à la gare	-0,0009 ** (0,0004)	-0,0001 (0,0004)
Distance arrêt de bus	-0,0015 (0,0012)	-0,0005 (0,0011)
Vue sur la Meuse	0,481 (0,307)	0,492 (0,303)
Tendance	0,333 *** (0,110)	0,318 *** (0,106)
Localisation en zone inondable * Avant 2000	0,424 (0,317)	0,258 (0,298)
Localisation en zone inondable	-1,291 *** (0,468)	-0,918 ** (0,387)
ρ		0,305 *** (0,055)
λ	0,340 *** (0,068)	0,347 *** (0,068)
Effectif	293	293
R ²	0,85	0,84
Log-vraisemblance	-1340,7	-1326,7
AIC	2711,5	2685,4
<i>Tests de diagnostic spatial</i>		
I de Moran	0,141 ***	
LM lag	37,5 ***	
RLM lag	15,3***	
LM error	26,3 ***	
RLM error	4,1 **	

Notes :

La variable expliquée est le prix du logement en milliers d'euros (ou sa transformation dans le cas du modèle de Box-Cox).

Les écarts-types sont présentés entre parenthèses.

* variable significative au seuil de 10 %, ** au seuil de 5 % et *** au seuil de 1 %

ANNEXE C – L'IDENTIFICATION DES VRAIS ZEROS ET DES FAUX ZEROS

Dans de nombreuses enquêtes d'évaluation contingente, un pourcentage élevé de personnes interrogées expriment un consentement à payer (ou à recevoir) égal à 0 pour le bien ou service considéré. Parmi ces réponses, on distingue les vrais zéros et les faux zéros.

➤ Les vrais zéros

Il est possible que les personnes déclarant une valeur nulle soient réellement indifférentes au bien étudié. Il s'agit de « vrais zéros » : la valeur 0 correspond réellement à la valeur accordée à la nuisance (ou à l'aménité, selon les cas). Cette valorisation correspond à une situation dans laquelle les personnes répondant 0 estiment que leur niveau d'utilité restera inchangé si le programme proposé est mis en œuvre.

Deux motivations permettent généralement de caractériser les vrais zéros.

- Un vrai zéro peut être déclaré par une personne qui estime que les bénéfices (ou nuisances) procurés (ou causés) par le bien considéré sont insuffisant(e)s pour motiver le paiement. Cela signifie bien que la valeur nulle annoncée correspond à une variation d'utilité nulle entre la situation sans le bien et la situation avec le bien.
- Si une personne met en avant un niveau de revenu insuffisant pour justifier son refus de payer, on considère qu'il s'agit aussi d'un vrai zéro. En effet, si les personnes interrogées refusent de payer, cela signifie qu'elles ne sont pas prêtes à renoncer à une partie de leurs autres consommations pour disposer du bien environnemental. Elles accordent donc une valeur faible ou nulle à ce bien.

➤ Les faux zéros

Néanmoins, une valeur nulle peut aussi être déclarée par des personnes qui, dans d'autres parties du questionnaire, expriment un intérêt pour le bien. Dans ce cas, on parle de « faux zéros » : la valeur nulle déclarée ne correspond pas à la vraie valeur accordée au changement contingent proposé. Plusieurs raisons peuvent expliquer ce comportement : comportement de passager clandestin (*free rider*), réaction hostile à l'entretien ou au véhicule de paiement adopté. Dans ce cas, la valeur individuelle est, en fait, manquante car l'individu ne révèle pas son véritable consentement à payer (ou à recevoir).

Pour identifier les vrais et les faux zéros, il est nécessaire d'interroger les personnes refusant de payer sur les raisons de leur refus. Les personnes interrogées sont classées en vrais et faux zéros sur la base des réponses à cette question de suivi. Le tableau présente pour chacun des scénarios les motifs de refus et la classification en vrais zéros (VZ) ou faux zéros (FZ) associée.

Scénario 1

	Classification	Proportion
Le dommage ne sera pas si important	VZ	42,3%
Ce n'est pas à moi de payer	FZ	30,3%
Je préfère courir le risque	VZ	18,3%
Locataire à l'étage	VZ	13,6%
A mon âge, ça n'en vaut pas la peine	VZ	5,7%
Bien assuré	FZ	5,4%
Je n'ai pas les moyens de payer	VZ	3,2%
Pas propriétaire	FZ	2,5%
Envisage de faire construire hors Charleville-Mézières	Exclus	2,2%
Habitation hors zone inondable	Exclus	1,3%
Je n'arrive pas à formuler une somme même si je suis d'accord avec l'idée de payer quelque chose	FZ	0,6%
Problème de compétences des élus et des techniciens	FZ	0,6%
L'assurance ne change pas le problème des inondations	FZ	0,6%
J'ai tellement l'habitude des inondations	VZ	0,3%
Pas d'accord avec le principe	FZ	0,3%
Paye déjà 3 fois par an pour les travaux	FZ	0,3%
Pas confiance dans les assureurs	FZ	0,3%

Scénario 2

	Classification	Proportion
Je ne veux pas payer davantage d'impôts	FZ	60,6%
Ce n'est pas à moi de payer	FZ	41,6%
Je n'ai pas les moyens de payer	VZ	7,5%
Le dommage ne sera pas si important	VZ	6,5%
Il faudrait être sûr que tout le monde paie	FZ	5,4%
Je préfère courir le risque	VZ	2,9%
Il faudrait connaître le montant total des travaux	FZ	2,2%
Préférence pour une assurance spécifique	FZ	2,2%
Je n'arrive pas à formuler une somme même si je suis d'accord avec l'idée de payer quelque chose	FZ	1,4%
Pas de risque	VZ	1,4%
A mon âge, ça n'en vaut pas la peine	VZ	1,1%
Les travaux effectués précédemment m'ont déjà rassuré	VZ	1,1%
C'est à la ville de payer	FZ	1,1%
C'est pas juste, c'est un problème national	FZ	1,1%
Une assurance c'est volontaire, on peut la résilier	FZ	0,7%
Pas sûr du résultat	FZ	0,7%
Pas solidaire	FZ	0,4%

Attention : chaque personne peut indiquer plusieurs motifs de refus. La somme des réponses est donc supérieure à 100 %.

ANNEXE D - L'ANALYSE ECONOMETRIQUE DANS LA METHODE D'EVALUATION CONTINGENTE

Schématiquement, on peut distinguer trois types de réponses aux questions sur le consentement à payer des ménages :

- les valeurs strictement positives ;
- les « vrais zéros » : la valeur 0 correspond réellement à la valeur accordée à la nuisance. Cette valorisation correspond à une situation dans laquelle les personnes répondant 0 estiment que leur niveau d'utilité restera inchangé si le programme proposé est mis en œuvre.
- les « faux zéros » : la valeur nulle déclarée ne correspond pas à la vraie valeur accordée au changement contingent proposé. Plusieurs raisons peuvent expliquer ce comportement : comportement de passager clandestin (*free rider*), réaction hostile à l'entretien ou au véhicule de paiement adopté. Dans ce cas, la valeur individuelle est, en fait, manquante car l'individu ne révèle pas son véritable consentement à payer (ou à recevoir).

Le tableau D1 présente la répartition de ces trois catégories de réponse dans l'échantillon pour chacun des deux scénarios. L'annexe 1 présente la démarche permettant d'identifier les vrais et les faux zéros.

Tableau D1 : Répartition de l'échantillon selon les réponses à la question de valorisation

	Scénario 1		Scénario 2	
Vrais zéros	46,4 %	71,9 %	6,5 %	48,2 %
CAP > 0	25,5 %		41,7 %	
Faux zéros	28,1 %	28,1 %	51,8 %	51,8 %

La proportion plus élevée de faux zéros dans le scénario de participation aux travaux pourrait indiquer qu'il existe davantage de comportements opportunistes ou que ce scénario est moins crédible. Néanmoins, ce taux de faux zéros n'est pas atypique.

Ces trois types de réponses soulèvent deux problèmes économétriques majeurs :

- ignorer la concentration de réponses en 0 (vrais zéros) rend invalide l'estimation des paramètres de la régression (biais de l'estimateur des MCO dans le cas des questions ouvertes par exemple), ainsi que l'estimation de la moyenne du consentement à payer.
- écarter de l'analyse les faux zéros peut créer un biais de sélection si les faux zéros sont systématiquement différents du reste de l'échantillon.

Dans cette étude, la modélisation économétrique proposée permet d'intégrer et de résoudre ces deux problèmes pour les questions fermées et pour la question ouverte.

1. L'analyse des questions fermées (scénario « Assurance »)

Dans le premier scénario (« Assurance »), on demande d'abord aux personnes interrogées si elles souhaitent souscrire à l'assurance spécifique. Les personnes qui acceptent répondent alors à une série de deux questions. La première question posée est du type : « Seriez-vous prêt à payer X euros pour ... ? » où X varie selon les personnes interrogées. La seconde dépend de la réponse à la première. Par exemple, si la personne répond « oui » à la première question, on lui propose (toujours sous forme de question fermée) un montant plus élevé. En revanche, si la réponse à la première question est négative, le montant proposé dans la seconde question est plus faible.

Les premiers montants proposés sont 20 €, 30 €, 50€, 75 €, 100 €, 200 € et 300 € par an et par ménage. En cas d'acceptation du premier montant, le second montant est égal au double du premier. Dans le cas contraire, le second montant est égal à la moitié du premier montant.

Quatre modèles théoriques d'analyse des réponses sont proposés dans ce paragraphe :

- le modèle simple permet d'analyser les consentements à payer strictement positifs¹³ : il correspond au modèle présenté au paragraphe X du guide de bonnes pratiques rédigé par la D4E (Terra, 2005b) ;
- le modèle *spike* permet d'analyser les valeurs strictement positives et les vrais zéros ;
- le modèle de mélange constitue une autre démarche possible pour l'analyse des valeurs strictement positives et des vrais zéros ;
- le modèle *spike* avec sélection d'échantillon permet une modélisation intégrée de l'ensemble des réponses (vrais zéros, faux zéros et valeurs strictement positives) : il permet de tester rigoureusement la présence d'un biais de sélection.

- Le modèle simple (valeurs strictement positives)

Le consentement à payer du ménage i est modélisé par une variable latente CAP_i^* définie par :

$$CAP_i^* = x_i\beta + \varepsilon_i$$

où x_i désigne un ensemble de variables explicatives, β un vecteur de paramètres à estimer et ε_i un terme aléatoire suivant une loi $N(0, \sigma^2)$.

Dans les doubles questions fermées, on propose à la personne i une première valeur t_i . Si i accepte de payer ce premier montant, alors un second montant, plus élevé, t_i^s lui est proposé. Si i refuse, un montant inférieur t_i^f est proposé.

¹³ Dans les études où une question sur l'acceptation de payer ne précède pas les questions sur les montants du consentement à payer, ce modèle simple permet d'analyser l'ensemble des réponses. Il ne permet pas une analyse particulière des réponses nulles. Les autres modèles sont donc aussi à considérer dans ce type d'études.

Il y a donc quatre issues possibles :

① les deux réponses sont positives : le consentement à payer de i est supérieur à t_i^s . Par conséquent, la probabilité notée π_i^{oo} pour que i soit dans ce cas est¹⁴ :

$$\pi_i^{oo} = \Pr(CAP^* \geq t_i^s) = \Pr(x_i\beta + \varepsilon_i - t_i^s \geq 0) = \Phi\left(\frac{x_i\beta - t_i^s}{\sigma}\right)$$

② i répond « oui » à la première question et « non » à la seconde : le consentement à payer de i est compris entre t_i et t_i^s . Par conséquent, la probabilité notée π_i^{on} pour que i soit dans ce cas est :

$$\pi_i^{on} = \Pr(t_i \leq CAP^* \leq t_i^s) = \Phi\left(\frac{t_i^s - x_i\beta}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{t_i - x_i\beta}{\sigma}\right)$$

③ i répond « non » à la première question et « oui » à la seconde : le consentement à payer de i est compris entre t_i^l et t_i . Par conséquent, la probabilité notée π_i^{no} pour que i soit dans ce cas est :

$$\pi_i^{no} = \Pr(t_i^l \leq CAP^* \leq t_i) = \Phi\left(\frac{t_i - x_i\beta}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{t_i^l - x_i\beta}{\sigma}\right)$$

④ les deux réponses sont négatives : le consentement à payer de i est inférieur à t_i^l . Par conséquent, la probabilité notée π_i^{nn} pour que i soit dans ce cas est :

$$\pi_i^{nn} = \Pr(CAP^* \leq t_i^l) = \Phi\left(\frac{t_i^l - x_i\beta}{\sigma}\right)$$

On note d_i^{oo} , d_i^{on} , d_i^{no} et d_i^{nn} des variables indicatrices qui valent 1 quand i se trouve dans la situation correspondante et 0 sinon.

Si l'on dispose d'un échantillon de taille N , alors la log-vraisemblance s'écrit :

$$\ln L = \sum_{i=1}^N d_i^{oo} \ln(\pi_i^{oo}) + d_i^{on} \ln(\pi_i^{on}) + d_i^{no} \ln(\pi_i^{no}) + d_i^{nn} \ln(\pi_i^{nn})$$

Les paramètres β et σ sont estimés par la méthode du maximum de vraisemblance.

Le consentement à payer est estimé par :

$$E(CAP_i^*) = x_i\hat{\beta}$$

¹⁴ Φ désigne la fonction de répartition d'une loi normale centrée réduite.

- Le modèle *spike* (vrais zéros et valeurs strictement positives)

Le modèle *spike* a d'abord été proposé par Kriström (1997) dans le cas des questions fermées simples, puis a été développé pour les doubles questions fermées par Yoo et Kwak (2002). En substance, le modèle *spike* permet une modélisation plus flexible du consentement à payer par rapport au modèle simple en intégrant la possibilité d'une concentration en 0 des réponses. En particulier, ce modèle intègre une masse (*spike*) en 0, qui correspond à la troncature, en 0, de la partie négative de la distribution du consentement à payer.

La log-vraisemblance du modèle *spike* découle simplement de la log-vraisemblance du modèle général.

La catégorie des personnes qui fournissent deux réponses « non » est décomposée en deux parties :

⑤ la personne ne fournit pas une valeur nulle : cela signifie que le consentement à payer de i est inférieur à t_i^l mais supérieur à 0. Par conséquent, la probabilité notée π_i^{nno} pour que i soit dans ce cas est :

$$\pi_i^{nno} = \Pr(0 \leq CAP^* \leq t_i^l) = \Phi\left(\frac{t_i^l - x_i\beta}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{-x_i\beta}{\sigma}\right)$$

⑥ la personne fournit une valeur nulle : cela signifie que le consentement à payer de i est inférieur à 0 (mais tronqué en 0). En pratique, la valeur est interprétée comme étant égale à 0. Par conséquent, la probabilité notée π_i^{nnn} pour que i soit dans ce cas est :

$$\pi_i^{nnn} = \Pr(CAP^* \leq 0) = \Phi\left(\frac{-x_i\beta}{\sigma}\right)$$

Si l'on dispose d'un échantillon de taille N , alors la log-vraisemblance s'écrit :

$$\ln L = \sum_{i=1}^N d_i^{oo} \ln(\pi_i^{oo}) + d_i^{on} \ln(\pi_i^{on}) + d_i^{no} \ln(\pi_i^{no}) + d_i^{nno} \ln(\pi_i^{nno}) + d_i^{nnn} \ln(\pi_i^{nnn})$$

Les paramètres β et σ sont estimés par la méthode du maximum de vraisemblance.

Le consentement à payer est estimé par :

$$E(CAP_i^*) = \int_0^{+\infty} 1 - \Phi\left(\frac{t - x_i\hat{\beta}}{\hat{\sigma}}\right) dt$$

- Le modèle de mélange (vrais zéros et valeurs strictement positives)

Le modèle de mélange (*Mixture Model*) a été proposé par An et Ayala (1996). En substance, le modèle de mélange permet lui aussi une modélisation plus flexible du consentement à payer par rapport au modèle simple en intégrant la possibilité d'une concentration en 0 des réponses. Il repose sur l'idée que l'échantillon est composé de deux sous-groupes : les personnes qui indiquent une valeur 0 ; les personnes qui indiquent une valeur positive. Ces deux sous-populations en proportion $(1-p)$ et p sont mélangées dans l'échantillon.

Le modèle de mélange permet donc, contrairement au modèle *spike*, de modéliser à la fois l'effet de variables explicatives sur la probabilité d'accepter et de payer et sur le montant du consentement à payer exprimé.

La log-vraisemblance de ce modèle s'écrit :

$$\ln L = \sum_{i=1}^N d_i^{oo} \ln(p_i \pi_i^{oo}) + d_i^{on} \ln(p_i \pi_i^{on}) + d_i^{no} \ln(p_i \pi_i^{no}) + d_i^{nno} \ln(p_i \pi_i^{nno}) + d_i^{nnn} \ln(1 - p_i)$$

Les variables d_i^{oo} , d_i^{on} , d_i^{no} , d_i^{nno} et d_i^{nnn} sont des variables indicatrices qui valent 1 quand i se trouve dans la situation correspondante.

On peut faire dépendre p_i d'un ensemble de variables explicatives (comme dans le cas d'un modèle Probit). Dans ce cas, on modélise la probabilité de fournir un consentement à payer strictement positif.

Les paramètres β et σ sont estimés par la méthode du maximum de vraisemblance.

Sur l'ensemble des valeurs strictement positives, le consentement à payer est estimé par :

$$E(CAP_i^* / CAP_i^* > 0) = \int_0^{+\infty} 1 - \Phi\left(\frac{t - x_i \hat{\beta}}{\hat{\sigma}}\right) dt$$

Sur l'ensemble de l'échantillon, le consentement à payer est estimé par :

$$E(CAP_i^*) = (1 - p_i) \int_0^{+\infty} 1 - \Phi\left(\frac{t - x_i \hat{\beta}}{\hat{\sigma}}\right) dt$$

- Le modèle *spike* avec sélection d'échantillon

Comme on l'a vu la suppression des faux zéros lors de l'analyse (implicite dans tous les modèles précédents) est susceptible de créer un biais de sélection. Il est possible de tester la présence de ce biais de sélection dans le cadre d'un modèle *spike* avec sélection d'échantillon.

On suppose que la personne interrogée prend deux décisions. La première décision est la décision de révéler ou non sa vraie valeur. On suppose que la personne prend cette décision en fonction de la valeur du variable latente y_{1i}^*

$$y_{1i}^* = x_{1i}\beta_1 + \varepsilon_{1i}$$

Si $y_{1i}^* \geq 0$, alors i révèle sa vraie valeur et on observe son consentement à payer. Dans le cas contraire (faux zéro), on dispose d'une valeur manquante pour le consentement à payer. On note y_{1i} la variable observée représentant la décision de révéler une vraie valeur ($y_{1i} = 1$) ou non ($y_{1i} = 0$).

On suppose que l'équation de consentement à payer est la suivante :

$$CAP_i^* = x_{2i}\beta_2 + \varepsilon_{2i}$$

Si l'on note A_i^l et A_i^s les bornes inférieures et supérieures génériques du consentement à payer, alors la fonction de vraisemblance est :

$$L = \prod_{y_{1i}^* < 0} \Pr(y_{1i}^* < 0) \prod_{y_{1i}^* \geq 0} \Pr(y_{1i}^* \geq 0, A_i^l \leq CAP_i^* \leq A_i^s)$$

On suppose que le vecteur $(\varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i})$ suit une loi normale bivariée de moyenne nulle et de matrice de variance-covariance Σ avec Σ telle que

$$\Sigma = \begin{pmatrix} 1 & \rho\sigma \\ \rho\sigma & \sigma^2 \end{pmatrix}.$$

Si $\rho = 0$, alors les termes d'erreur des deux équations sont indépendants et il n'y a pas de biais de sélection.

Si $\rho \neq 0$, alors il y a un biais de sélection : le consentement à payer ne peut pas être estimé correctement à partir des seules observations correspondant aux vraies valeurs.

La log-vraisemblance du modèle s'écrit¹⁵ :

$$\ln L = \sum_{i=1}^N (1 - y_{i1}) \ln(1 - \Phi(x_{1i}\beta_1))$$

$$+ \sum_{i=1}^N y_{i1} \left[\begin{aligned} & d_i^{oo} \ln \left[\Phi_2 \left(x_{1i}\beta_1, \frac{x_{2i}\beta_2 - t_i^s}{\sigma}, \rho \right) \right] \\ & + d_i^{on} \ln \left[\Phi_2 \left(x_{1i}\beta_1, \frac{t_i^s - x_{2i}\beta_2}{\sigma}, -\rho \right) - \Phi_2 \left(x_{1i}\beta_1, \frac{t_i - x_{2i}\beta_2}{\sigma}, -\rho \right) \right] \\ & + d_i^{no} \ln \left[\Phi_2 \left(x_{1i}\beta_1, \frac{t_i - x_{2i}\beta_2}{\sigma}, -\rho \right) - \Phi_2 \left(x_{1i}\beta_1, \frac{t_i^l - x_{2i}\beta_2}{\sigma}, -\rho \right) \right] \\ & + d_i^{mo} \ln \left[\Phi_2 \left(x_{1i}\beta_1, \frac{t_i^l - x_{2i}\beta_2}{\sigma}, -\rho \right) - \Phi_2 \left(x_{1i}\beta_1, \frac{-x_{2i}\beta_2}{\sigma}, -\rho \right) \right] \\ & + d_i^{mn} \ln \left[\Phi_2 \left(x_{1i}\beta_1, \frac{-x_{2i}\beta_2}{\sigma}, -\rho \right) \right] \end{aligned} \right]$$

Les paramètres du modèle sont estimés par la méthode du maximum de vraisemblance. Sur l'ensemble de l'échantillon (y compris les faux zéros), le consentement à payer est :

$$E(CAP_i^*) = \int_0^{+\infty} 1 - \Phi \left(\frac{t - x_{2i}\hat{\beta}_2}{\hat{\sigma}} \right) dt$$

2. L'analyse de la question ouverte (scénario « Travaux »)

La répartition des réponses à la question de valorisation du scénario 2 (voir tableau D1) montre que le problème de la concentration des réponses en 0 (vrais zéros) se pose avec moins d'acuité dans le cas de ce scénario.

La modélisation économétrique proposée ne traite donc pas spécifiquement les vrais zéros, mais les inclut dans l'analyse au même titre que les consentements à payer strictement positifs. En revanche, un modèle de sélection d'échantillon est estimé pour mettre en évidence un éventuel biais de sélection lié à la suppression des faux zéros.

Cette démarche suit les recommandations du paragraphe XI.3 du guide de bonnes pratiques rédigé par la D4E (Terra, 2005b).

¹⁵ Φ_2 désigne la fonction de répartition d'une loi normale bivariable centrée réduite.

L'analyse présentée dans cette étude s'écarte des préconisations du guide sur deux points :

- les vrais zéros ne sont pas exclus de l'analyse : leur faible nombre a peu de conséquence sur la validité des estimations ;
- l'analyse économétrique préconisée dans le guide est la méthode d'Heckman ; dans cette étude, le modèle est estimé par la méthode du maximum de vraisemblance. En théorie, l'estimation par maximum de vraisemblance est plus efficace que la méthode d'Heckman car il s'agit d'une modélisation en information complète (*Full Information Maximum Likelihood*). D'autre part, l'estimation par maximum de vraisemblance est moins sensible aux problèmes de colinéarité des variables explicatives, mais est moins robuste aux erreurs de mesure sur la variable expliquée. Strazzer et al. (2003) présentent plus en détail les avantages respectifs des deux méthodes.

La modélisation est, sur le principe, analogue à celle présentée dans le cas des questions fermées. On suppose que la personne interrogée prend deux décisions.

La première décision est la décision de révéler ou non sa vraie valeur. On suppose que la personne prend cette décision en fonction de la valeur du variable latente y_{1i}^*

$$y_{1i}^* = x_{i1}\beta_1 + \varepsilon_{1i}$$

Si $y_{1i}^* \geq 0$, alors i révèle sa vraie valeur et on observe son consentement à payer. Dans le cas contraire, on dispose d'une valeur manquante pour le consentement à payer. On note y_{1i} la variable représentant la décision de révéler (ou non) une vraie valeur.

On suppose que l'équation de consentement à payer est la suivante :

$$CAP_i^* = x_{i2}\beta_2 + \varepsilon_{2i}$$

On suppose que le vecteur $(\varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i})$ suit une loi normale bivariée de moyenne nulle et de matrice de variance-covariance Σ avec Σ telle que

$$\Sigma = \begin{pmatrix} 1 & \rho\sigma \\ \rho\sigma & \sigma^2 \end{pmatrix}.$$

Si $\rho = 0$, alors les termes d'erreur des deux équations sont indépendants et il n'y a pas de biais de sélection. Si $\rho \neq 0$, alors il y a un biais de sélection : le consentement à payer ne peut pas être estimé correctement à partir des seules observations correspondant aux vraies valeurs.

Dans le cas du modèle pour question ouverte, la log-vraisemblance du modèle s'écrit¹⁶ :

$$\ln L = \sum_{i=1}^N (1 - y_{1i}) \ln(1 - \Phi(x_{i1}\beta_1)) + \sum_{i=1}^N y_{1i} \left(\ln \left[\varphi \left(\frac{CAP_i^* - x_{i2}\beta_2}{\sigma} \right) \right] + \ln \left[\Phi \left(\frac{x_{i1}\beta_1 + (CAP_i^* - x_{i2}\beta_2)/\sigma}{\sqrt{1 - \rho^2}} \right) \right] - \ln \sigma \right)$$

¹⁶ φ désigne la fonction de densité d'une loi normale centrée réduite.

Les paramètres du modèle sont estimés par la méthode du maximum de vraisemblance.

Sur l'ensemble de l'échantillon (y compris les faux zéros), le consentement à payer est estimé par :

$$E(CAP_i^*) = x_{2i} \hat{\beta}_2$$

3. Calcul de l'intervalle de confiance du consentement à payer

L'intervalle de confiance du consentement à payer est calculée à partir de la procédure de Krinsky et Robb, sur la base de 1000 répétitions. Elle permet d'estimer la variance d'une fonction de paramètres estimés. Son utilisation repose sur les propriétés asymptotiques des estimateurs du maximum de vraisemblance (normalité asymptotique) pour simuler la loi asymptotique de la fonction de consentement à payer provenant des paramètres estimés. Cette méthode permet de construire une distribution simulée de Monte Carlo de l'estimation du consentement de payer.

Elle a été introduite par Krinsky et Robb (1986), et dans le domaine de la valorisation non-marchande par Creel et Loomis (1991) et Kling (1991).

ANNEXE E – ANALYSE DESCRIPTIVE DES DEUX PREMIERES PARTIES DU QUESTIONNAIRE

• *Partie 1 – Situation par rapport au risque d'inondations*

Parmi les 500 personnes interrogées, 78,6 % résident dans une zone rouge du PPRi, et 21,4 % dans une zone bleue.

➤ Le logement des personnes interrogées

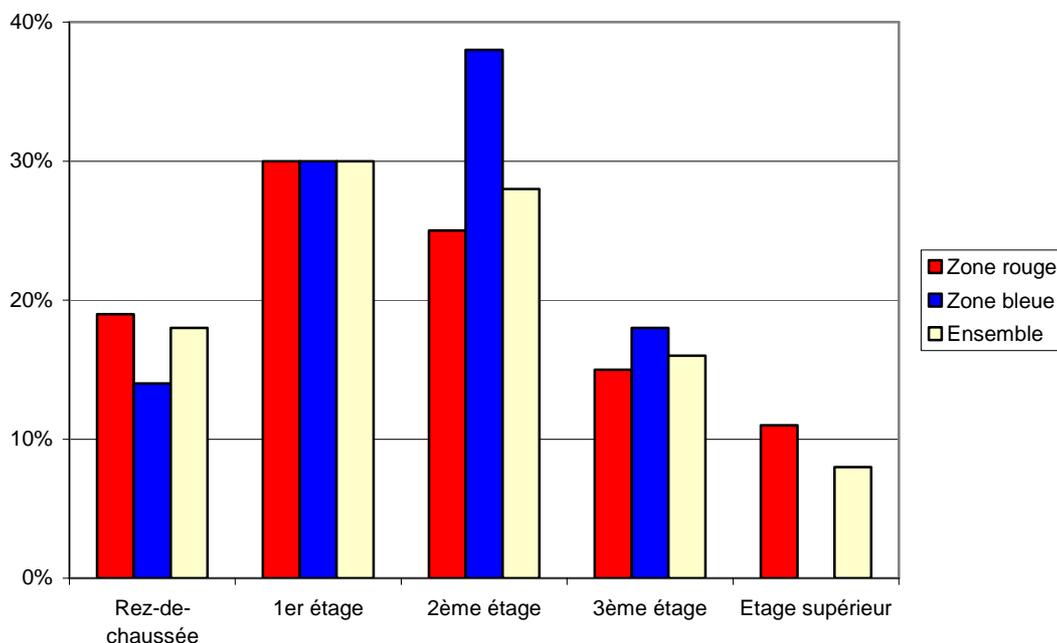
En moyenne, les personnes interrogées habitent à leur adresse actuelle depuis 15 ans (avec une valeur médiane de 10 ans). On n'observe pas de différence significative dans la durée d'occupation des personnes habitant en zone rouge (15,1 ans) et des personnes résidant en zone bleue (17 ans) ($p = 0.2451$).

En zone rouge du PPRi, la proportion de personnes propriétaires de leur logement (49 %) est plus élevée que la proportion équivalente en zone bleue (41 %). En moyenne, les personnes propriétaires de leur logement représentent 47,5 % de l'échantillon ($n = 499$).

53,8 % des personnes interrogées résident dans un appartement et 46,2 % dans une maison. En zone rouge, 54 % des personnes interrogées habitent dans un appartement ; cette proportion est de 51 % en zone bleue ($n = 498$).

Parmi les personnes résidant en appartement, le graphique E1 indique la répartition selon l'étage occupé et le risque d'inondations.

Graphique E1 - Répartition des personnes habitant en appartement selon l'étage occupé et le risque d'inondations ($n = 250$)

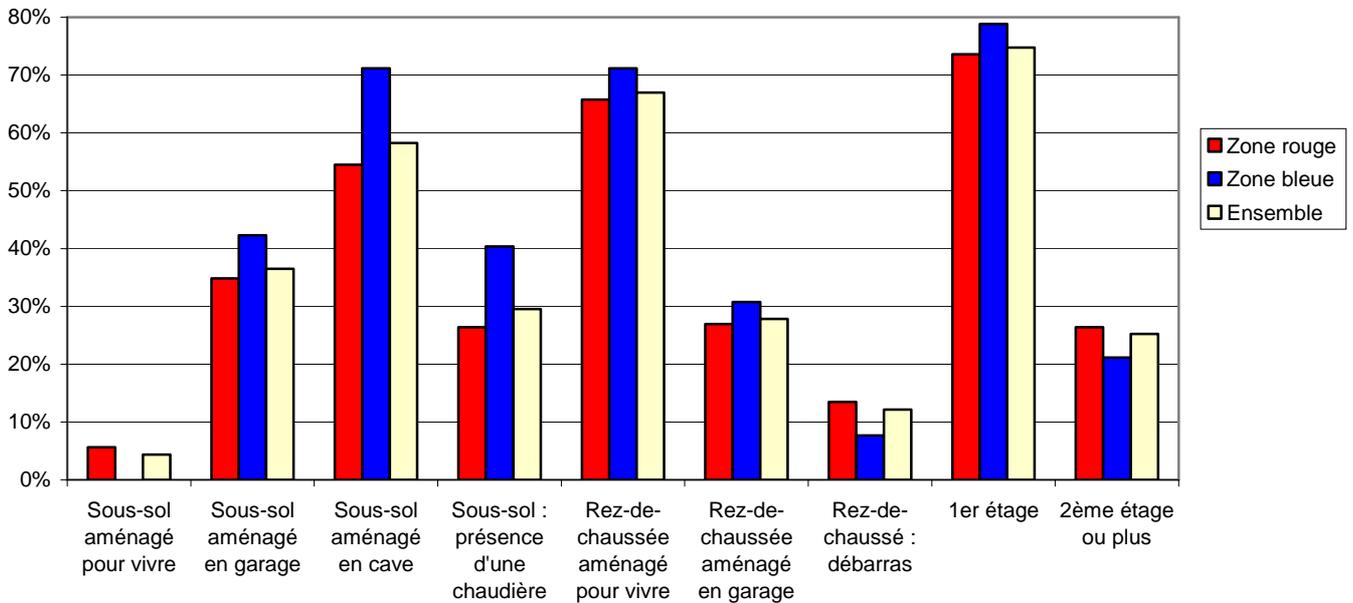


Lecture : Parmi les personnes habitant en appartement, 19 % des personnes interrogées situées en zone rouge habitent au rez-de-chaussée.

Parmi les personnes résidant en maison, 81 % habitent dans des maisons surélevées par rapport à la rue. La surélévation moyenne est 95 cm en zone rouge et de 85 cm en zone bleue ($n = 176$).

Le graphique E2 présente les différences d'occupation des étages par les personnes résidant en maison, en fonction de la situation du logement en zone de risque du PPRi.

Graphique E2 - Occupation des étages par les ménages habitant en maison ($n = 207$)



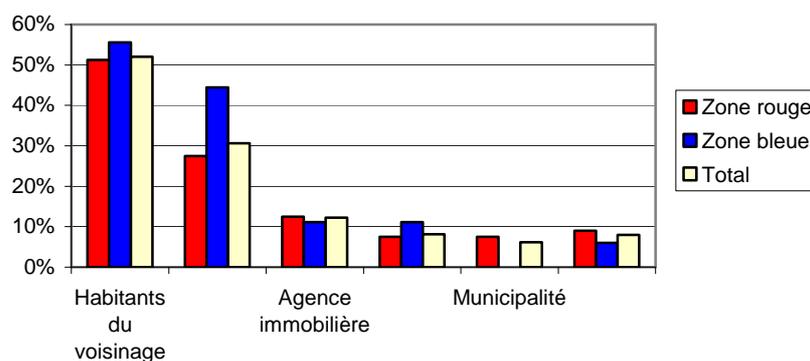
➤ La perception du risque d'inondation

94 % des personnes habitant en zone rouge savent que leur logement est situé en zone inondable contre 76 % des personnes habitant en zone bleue ($n = 499$).

21 % des personnes dont le logement est situé en zone rouge ont cherché à se renseigner sur le risque d'inondation avant leur installation, contre 17 % en zone bleue ($n = 499$).

Parmi les personnes qui ont cherché des informations sur le risque d'inondation avant leur installation dans le logement qu'elles occupent lors de l'enquête, la principale source d'information est les habitants du quartier. Le graphique E3 détaille les sources d'informations en fonction de la zone de risque.

Graphique E3 - Sources d'informations sur le risque d'inondation ($n = 98$)



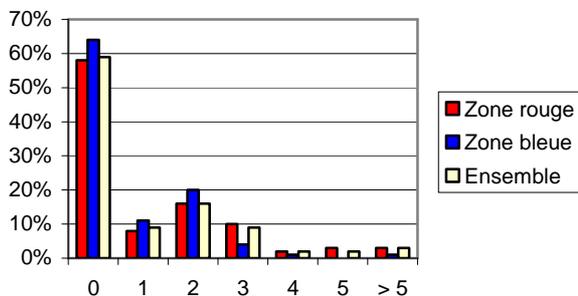
Les deux principales raisons avancées pour justifier la non-recherche d'information sont :

- « je ne m'en suis pas préoccupé » (35 % en zone rouge ; 62 % en zone bleue)
- « j'étais déjà au courant » (59 % en zone rouge ; 32 % en zone bleue)

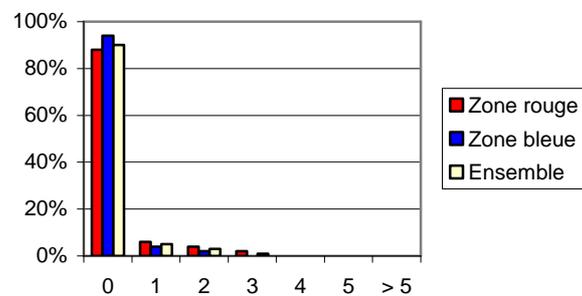
➤ Inondations subies

La grande majorité des personnes interrogées n'a subi aucune inondation à leur domicile actuel (60 % environ), ou à une autre adresse (90 % environ). Les graphiques A4 et A5 présentent la répartition des ménages par nombre d'inondations subies à leur domicile actuel et à un autre domicile.

Graphique E4 - Nombre d'inondations subies au domicile actuel (n = 495)



Graphique E5 - Nombre d'inondations subies à une autre adresse (n = 445)



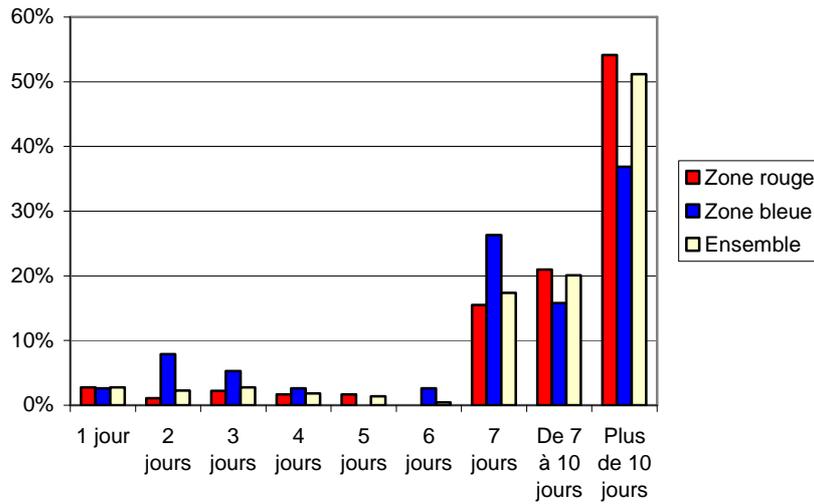
➤ L'inondation de 1995

90 % des personnes interrogées (91 % en zone rouge, 87 % en zone bleue) ayant subi au moins une inondation ont été victimes de l'inondation de 1995, quasi exclusivement à leur domicile actuel (n = 246).

Afin de vérifier la cohérence des réponses des personnes interrogées, la date d'emménagement des personnes dans leur domicile actuel a été comparée avec leur déclaration sur leur expérience de l'inondation de 1995. Toutes les personnes qui ont emménagé après 1995 n'ont pas déclaré avoir connu cette inondation à leur domicile actuel.

Pour un tiers des personnes victimes de l'inondation de 1995, la durée de l'inondation a été comprise entre 10 jours et 2 semaines. Le graphique E6 détaille les durées d'inondation en fonction des zones de risque.

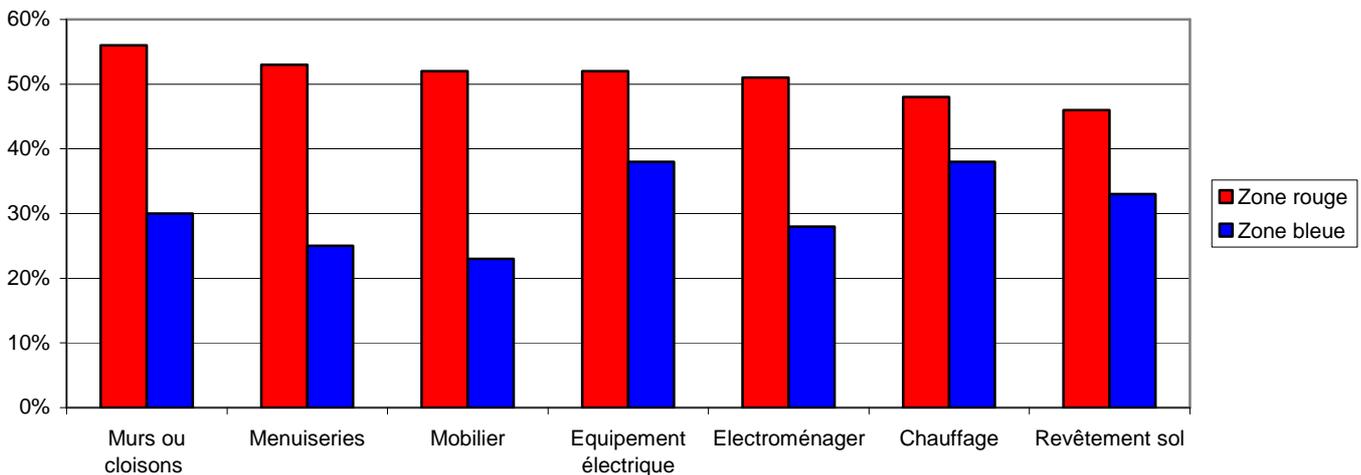
Graphique E6 - Durée de l'inondation du domicile (n = 219)



La hauteur d'eau dans les habitations, lors de cette inondation, a atteint 1 mètre en moyenne en zone rouge et 25 centimètres en zone bleue ($n = 174$).

Le graphique E7 présente l'ampleur des dégâts subis par les personnes victimes de l'inondation de 1995. Les dommages les plus fréquents concernent les murs et les cloisons, les menuiseries, puis le mobilier et les appareils électroménagers.

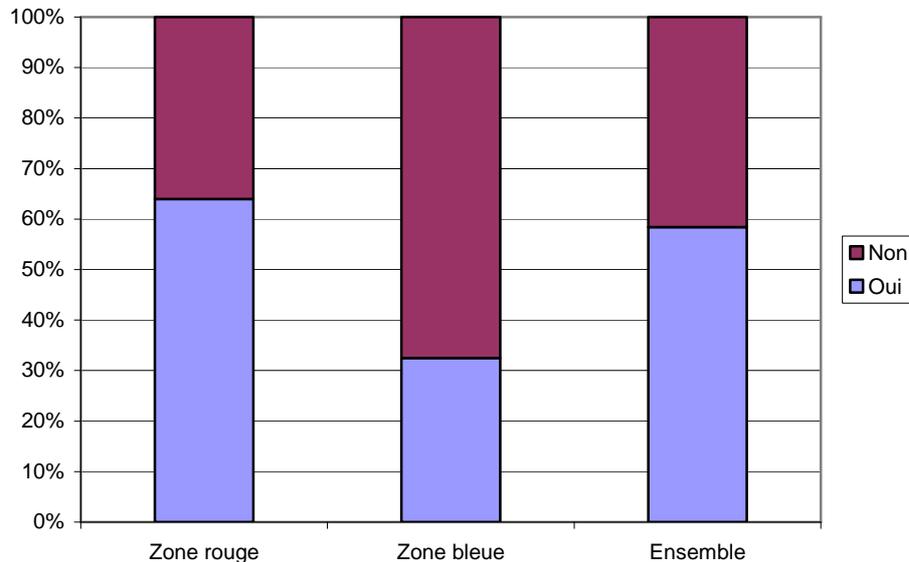
Graphique E7 - Principaux dommages subis lors de l'inondation de 1995 (n = 226)



Lecture : Près de 55 % des personnes résidant en zone rouge victimes de l'inondation de 1995 ont subi des dommages impliquant les murs et les cloisons de leur logement.

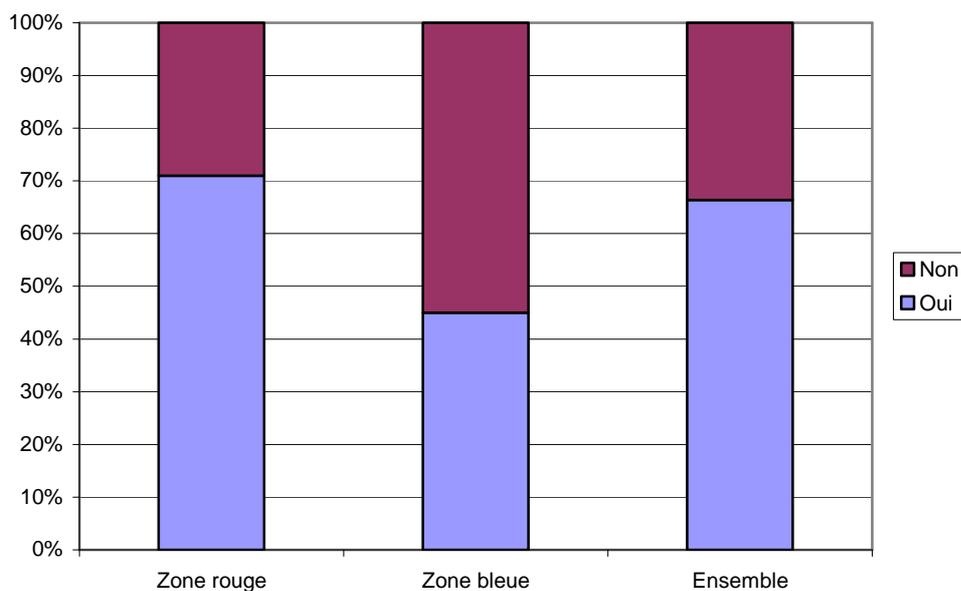
Plus de 60 % des personnes victimes des inondations de 1995 habitant en zone rouge ont été alertées par les pouvoirs publics. Cette proportion est nettement plus faible en zone bleue : moins d'un tiers des personnes interrogées ont été alertées. Le graphique E8 précise ces chiffres ($n = 226$).

Graphique E8 - Répartition des personnes alertées par les pouvoirs publics ($n = 226$)



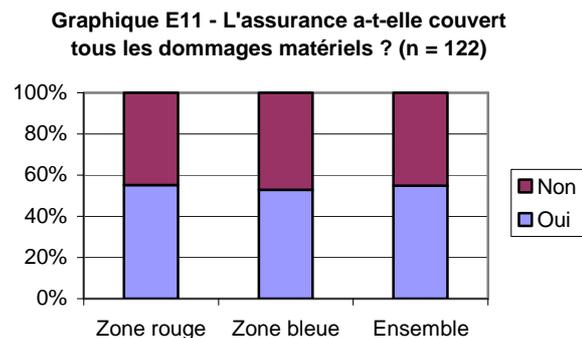
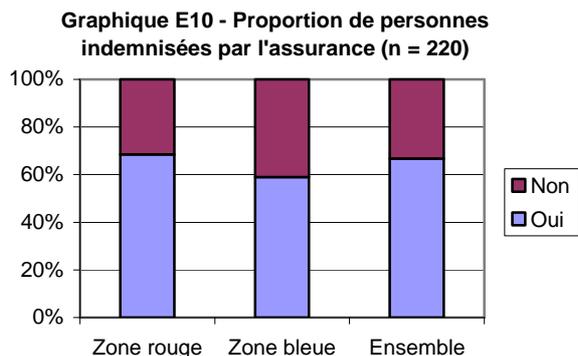
70 % des ménages victimes de l'inondation de 1995 habitant en zone rouge ont été évacués lors de cette crue ; la proportion correspondante pour la zone bleue est de 45 % (voir graphique E9).

Graphique E9 - Ménages évacués lors de l'inondation de 1995 ($n = 226$)



La quasi-totalité des personnes victimes de l'inondation n'a pas subi de soins médicaux suite à celle-ci. Mais 11 personnes signalent le cas contraire sur les 226 personnes victimes de l'inondation de 1995 interrogées lors de notre enquête.

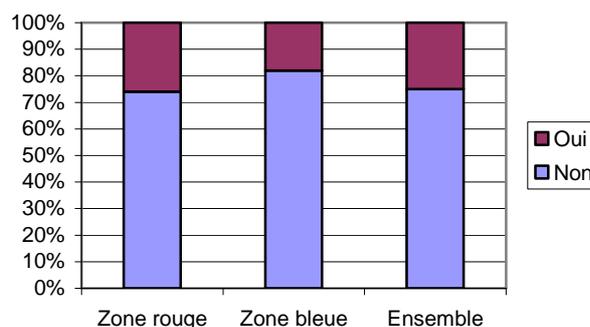
Près de 70 % des personnes victimes de l'inondation habitant en zone rouge ont été indemnisées par leur assurance, contre 60 % en zone bleue (graphique E10). Pour la moitié des personnes indemnisées, cette indemnisation a couvert tous les dommages (graphique E11).



Les personnes indemnisées par leur assurance ont touché en moyenne 11 255 € (n = 107).

Suite à l'inondation de 1995, un tiers des personnes victimes de cette inondation ont effectué des travaux pour protéger leur habitation des inondations futures (graphique E12, n = 227). Ces travaux concernent principalement la modification du bâti (murs, planchers).

Graphique E12 - Avez-vous réalisé des travaux pour vous protéger des inondations futures ?



La quasi-totalité des personnes interrogées (94,1%) victimes d'au moins une inondation n'ont pas déménagé suites aux inondations qu'elles ont subies (n = 239).

- Partie 2 – Appréhension du risque d'inondations

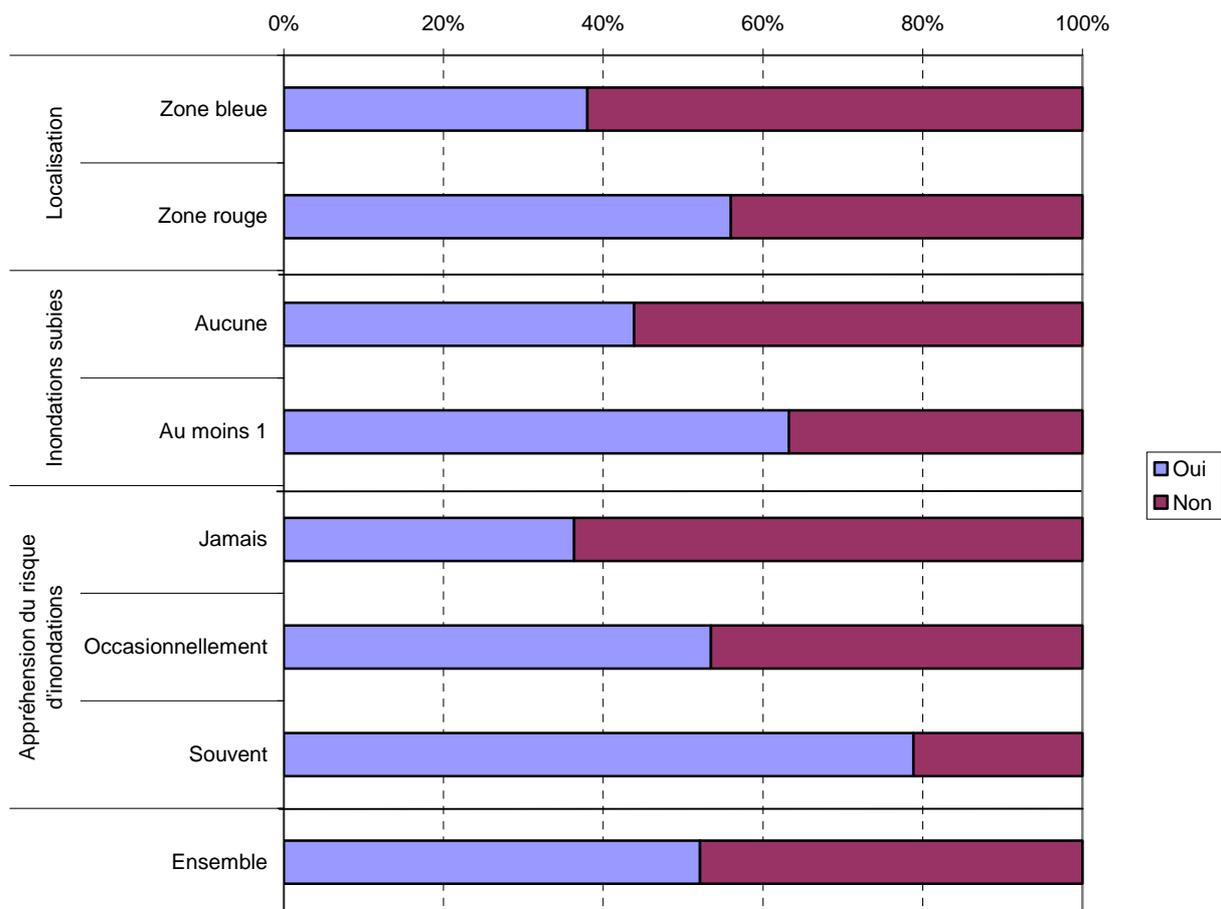
Le tableau E1 présente la fréquence à laquelle les personnes interrogées pensent au risque d'inondation.

Tableau E1 – Proportion de personnes pensant ... au risque d'inondation

	Niveau de risque (n = 498)		Nombre d'inondations subies (n = 494)	
	Zone rouge	Zone bleue	Aucune	Au moins 1
Jamais	31 %	44 %	46 %	18 %
Occasionnellement	51 %	44 %	48 %	51 %
Souvent	18 %	12 %	6 %	31 %

Une courte majorité des personnes interrogées a connaissance de l'existence d'un PPRi à Charleville-Mézières. Les personnes résidant en zone rouge ont une meilleure connaissance que les personnes situées en zone bleue (graphique E13).

Graphique E13 - Savez-vous qu'il existe un PPRi dans votre commune ? (n = 491)



- *Partie 3 : Valorisation de la protection contre le risque d'inondations*

La quasi-totalité des personnes interrogées (99,2 %) disposent d'une assurance habitation (n = 492). Le montant moyen de celle-ci est de 204 € par an (n = 265).

- *Partie 4 : Caractéristiques socio-économiques des personnes interrogées*

Tableau E2 – Répartition par sexe des personnes interrogées (n = 498)

	Pourcentage
Homme	43 %
Femme	47 %
Couple	10 %

Tableau E3 – Répartition par PCS des personnes interrogées (n = 488)

	Pourcentage
Artisan ou commerçant	3 %
Profession libérale, cadre supérieur	6 %
Profession intermédiaire	13 %
Employé	25 %
Ouvrier	4 %
Retraité	39 %
Autre inactif	10 %

Tableau E4 – Répartition par âge des personnes interrogées (n = 498)

	Pourcentage
20 – 30 ans	13 %
31 – 40 ans	17 %
41 – 50 ans	15 %
51 – 60 ans	18 %
61 – 70 ans	15 %
71 – 80 ans	16 %
81 ans et plus	6 %

Tableau E5 – Répartition par revenu mensuel des personnes interrogées (n = 500)

	Pourcentage
Moins de 900 €	10 %
Entre 900 € et 1 500 €	21 %
Entre 1 500 € et 2 300 €	25 %
Entre 2 300 € et 3 000 €	15 %
Plus de 3 000 €	11 %
Refus de réponse	18 %

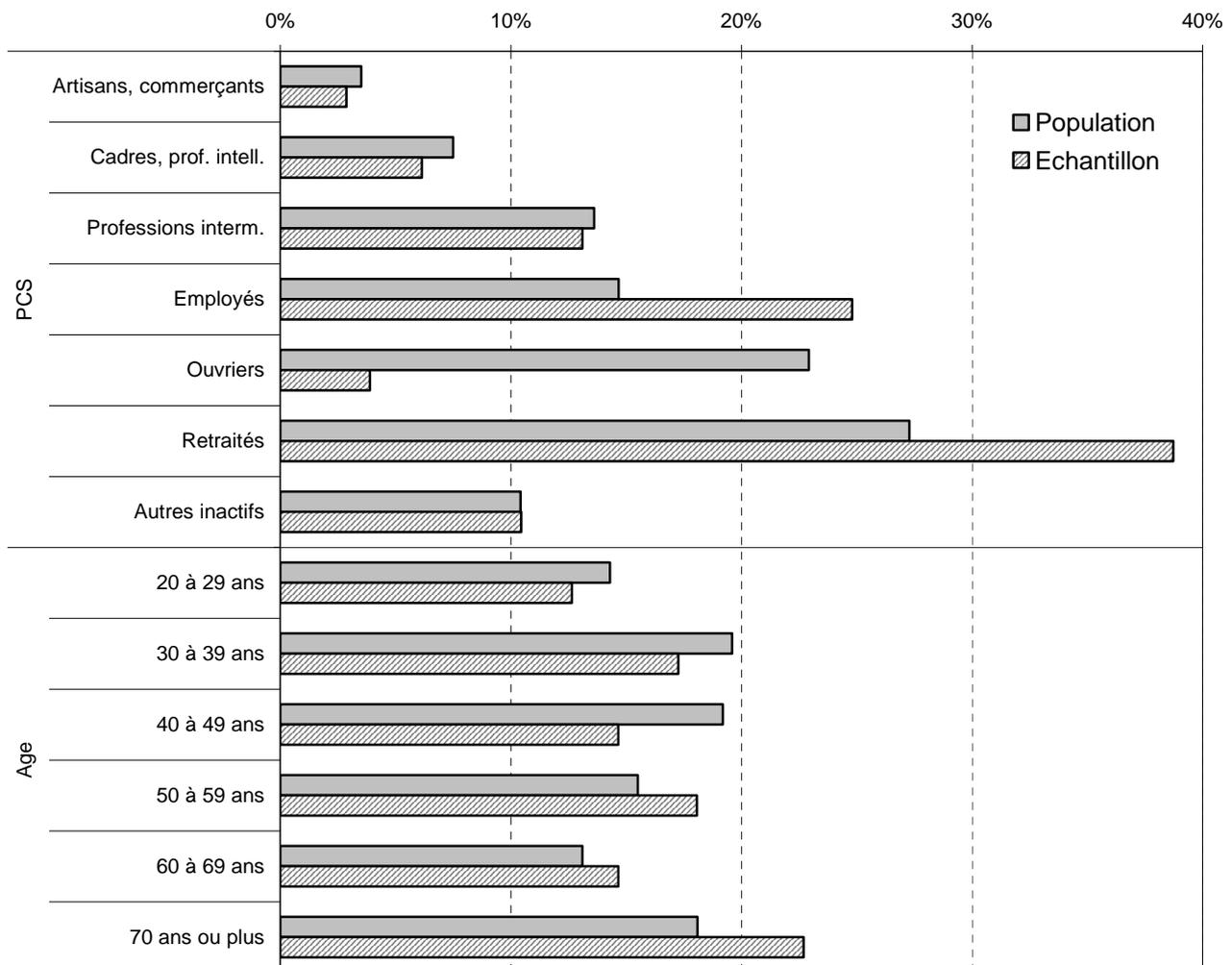
ANNEXE F – LA REPRESENTATIVITE DE L'ECHANTILLON

Le graphique suivant présente la répartition par PCS (profession et catégorie socioprofessionnelle) et par âge de l'échantillon et de la population de Charleville-Mézières (sur la base des données du recensement de la population de 1999).

La première partie du graphique montre que les retraités et les professions intermédiaires sont sur-représentés dans l'échantillon alors que les ouvriers sont sous-représentés. Les différences importantes observées dans cette répartition suggèrent que l'échantillon n'est vraisemblablement pas représentatif de la population de Charleville-Mézières en termes de PCS.

Le seconde partie du graphique ne montre pas de différences nettes dans la répartition par âge de la population et de l'échantillon. On peut toutefois noter que l'échantillon obtenu semble légèrement plus âgé en moyenne que la population de Charleville.

Répartition des ménages selon la PCS et l'âge de la personne de référence



ANNEXE G – ESTIMATION DES MODELES ECONOMETRIQUES POUR LA METHODE D'EVALUATION CONTINGENTE

Tableau G1 : Estimation du modèle spike (vraies valeurs) – Scénario 1

Variable	Coefficient	Ecart-type	p-value	Moyenne
Constante	-308,97	58,11	0,0000	
Plus de 60 ans	70,21	25,64	0,0062	0,59
<i>Revenu mensuel</i>				
Moins de 900 €	64,34	48,40	0,1837	0,11
900 à 1500 €	56,70	41,16	0,1683	0,22
1500 à 2300 €	115,01	38,65	0,0029	0,27
2300 à 3000 €	117,19	42,07	0,0053	0,14
Plus de 3000 €	28,40	43,57	0,5145	0,14
Non réponse	Ref	Ref	Ref	0,12
Rez-de-chaussée ou maison	90,63	24,00	0,0002	0,54
Zone rouge du PPRi	62,74	27,50	0,0225	0,78
A connu l'inondation de 1995	31,93	23,94	0,1823	0,48
Pense souvent au risque d'inondation	55,73	29,36	0,0577	0,17
S'est renseigné sur inondation avant emménagement	61,42	25,63	0,0166	0,23
Sigma	136,98	14,85	0,0000	
Effectif		302		
Log-vraisemblance		-282,1		
Critère d'information d'Akaike		590,1		
CAP moyen et intervalle de confiance		39,9 € [32,3 ; 50,8]		

Tableau G2 : Estimation du modèle de mélange (vraies valeurs) – Scénario 1

Variable	Coefficient	Ecart-type	p-value	Moyenne
Montant du CAP (> 0)				
Constante	101,57	14,68	0,0000	
Plus de 80 ans	61,75	30,27	0,0413	0,07
Revenu mensuel < 2300 €	24,42	12,17	0,0448	0,60
Profession				
Profession intermédiaire	-42,21	21,93	0,0543	0,12
Employé	-28,01	16,81	0,0956	0,26
Retraité	-40,00	17,56	0,0228	0,40
Autre	Ref	Ref	Ref	0,22
A connu l'inondation de 1995	18,95	12,85	0,1403	0,48
Sigma	50,72	4,75	0,0000	
Probabilité d'accepter de payer				
Constante	-218,05	36,12	0,0000	
Plus de 60 ans	47,89	17,98	0,0077	0,59
Revenu mensuel				
Moins de 900 €	39,35	36,52	0,2812	0,11
900 à 1500 €	20,88	31,29	0,5047	0,22
1500 à 2300 €	76,32	29,24	0,0090	0,27
2300 à 3000 €	91,28	32,11	0,0045	0,14
Plus de 3000 €	20,85	33,22	0,5302	0,14
Non réponse	Ref	Ref	Ref	0,12
Rez-de-chaussée ou maison	87,43	17,22	0,0002	0,54
Zone rouge du PPRi	53,52	21,00	0,0108	0,78
Pense souvent au risque d'inondation	55,21	22,52	0,0142	0,17
Effectif				
		302		
Log-vraisemblance				
		-279,4		
Critère d'information d'Akaike				
		594,8		
CAP moyen des valeurs > 0 et intervalle de confiance				
		101,4 €		
		[89,4 ; 113,0]		
CAP moyen et intervalle de confiance				
		36,0 €		
		[30,2 ; 43,1]		

Tableau G3 : Estimation du modèle spike avec sélection d'échantillon – Scénario 1

	Coefficient	Ecart-type	p-value	Moyenne
Probabilité de fournir une vraie valeur				
Constante	0,4346	0,3832	0,2567	
<i>Age</i>				
20 à 30 ans	-0,9729	0,4163	0,0194	0,13
30 à 40 ans	-0,7625	0,4140	0,0655	0,17
40 à 50 ans	-0,7627	0,4245	0,0723	0,13
50 à 60 ans	-1,0461	0,4074	0,0102	0,19
60 à 70 ans	-0,4290	0,4151	0,3015	0,15
70 à 80 ans	-0,3186	0,4186	0,4466	0,16
Plus de 80 ans	Ref	Ref	Ref	0,06
<i>Revenu mensuel</i>				
Moins de 900 €	1,5631	0,3973	0,0001	0,09
900 à 1500 €	0,3592	0,2275	0,1143	0,21
1500 à 2300 €	0,5874	0,2281	0,0100	0,25
2300 à 3000 €	0,6624	0,2573	0,0100	0,15
Plus de 3000 €	1,0811	0,3112	0,0005	0,11
Non réponse	Ref	Ref	Ref	0,18
<i>Enquêteur</i>				
Enquêteur 1	-0,9068	0,2437	0,0002	0,13
Enquêteur 2	0,8073	0,1903	0,0000	0,29
Enquêteur 3	1,1842	0,2345	0,0000	0,27
Enquêteur 4	Ref	Ref	Ref	0,31
Montant du CAP				
Constante	-316,78	69,62	0,0000	
Plus de 60 ans	68,87	26,46	0,0093	0,63
<i>Revenu mensuel</i>				
Moins de 900 €	70,67	56,84	0,2138	0,09
900 à 1500 €	61,60	47,34	0,1932	0,21
1500 à 2300 €	120,38	46,37	0,0094	0,25
2300 à 3000 €	121,98	47,96	0,0110	0,15
Plus de 3000 €	34,18	51,57	0,5074	0,11
Non réponse	Ref	Ref	Ref	0,18
Rez-de-chaussée ou maison	90,88	24,11	0,0002	0,55
Zone rouge du PPRi	62,87	27,60	0,0227	0,79
A connu l'inondation de 1995	32,13	24,04	0,1814	0,46
Pense souvent au risque d'inondation	55,07	29,60	0,0628	0,17
S'est renseigné sur inondation avant emménagement	61,34	25,71	0,0171	0,22
Sigma	137,47	15,18	0,0000	
Rho	0,0730	0,3492	0,8344	
Effectif				
		420		
Log-vraisemblance				
		-466,1		
Critère d'information d'Akaike				
		990,1		
CAP moyen et intervalle de confiance				
		38,9 € [27,6 ; 56,1]		

Tableau G4 : Estimation d'un modèle de sélection d'échantillon – Scénario 2

	Coefficient	Ecart-type	p-value	Moyenne
Probabilité de fournir une vraie valeur				
Constante	0,1528	0,1307	0,2423	
Age : 20 à 30 ans	0,2114	0,1937	0,2751	0,13
Revenu mensuel < 900 €	0,5553	0,2125	0,0090	0,10
Sexe	-0,1899	0,1198	0,1129	0,53
Rez-de-chaussée ou maison	-0,3396	0,1350	0,0119	0,55
Propriétaire	0,1578	0,1424	0,2678	0,48
A connu l'inondation de 1995	-0,1428	0,1253	0,2546	0,46
Montant du CAP				
Constante	17,7913	8,9745	0,0474	
<i>Revenu mensuel</i>				
Moins de 900 €	-9,2446	8,0913	0,2532	0,10
900 à 1500 €	8,7507	6,9489	0,2079	0,22
1500 à 2300 €	8,7507	6,9489	0,0390	0,25
2300 à 3000 €	4,1763	7,5698	0,5811	0,15
Plus de 3000 €	23,8018	8,0847	0,0032	0,11
Non réponse	Ref	Ref	Ref	0,17
Rez-de-chaussée ou maison	-8,7556	4,8275	0,0697	0,55
Zone rouge du PPRi	9,6059	4,5806	0,0360	0,78
Propriétaire	9,4531	4,7300	0,0457	0,48
S'est renseigné sur inondation avant emménagement	14,1070	5,3019	0,0078	0,20
Sigma	28,9452	1,6669	0,0000	
Rho	-0,1987	0,2537	0,4336	
Effectif				
		475		
Log-vraisemblance				
		-1409,7		
Critère d'information d'Akaike				
		2857,4		
CAP moyen et intervalle de confiance				
		35,7 € [23,0 ; 48,4]		

- **Commentaire sur la modélisation économétrique**

Cette étude a mis en œuvre une méthodologie innovante pour le traitement des valeurs nulles dans l'analyse des questions fermées. Pour la première fois, une modélisation intégrée de l'ensemble des réponses (vrais zéros, faux zéros et valeurs strictement positives) a été proposée. Le principal enseignement méthodologique de cette étude tient à l'absence de biais de sélection liée à la suppression des faux zéros dans l'analyse. Le guide de bonnes pratiques rédigé par la D4E préconisait, comme solution par défaut, d'exclure les faux zéros de l'analyse.

Cette étude justifie rigoureusement cette solution dans un cas particulier. Il est évident que l'on ne peut tenir pour acquis l'absence de biais de sélection dans chaque étude.

ANNEXE H – QUESTIONNAIRE DE L'ENQUETE POUR LA METHODE D'EVALUATION CONTINGENTE

Questionnaire

Entretien mené par _____

Personne interrogée			
Nom :	M.	Mme	ou Mlle
.....			
Adresse :			
.....			
Code postal :	Ville :
.....			
Téléphone :			
Caractéristiques de l'entretien			
Date de l'entretien :	Durée de l'entretien : mn
Heure de début de l'entretien :		Heure de fin de l'entretien :	
.....		

(Attention : présentez le texte introductif sans le lire ! Ne cherchez pas à réciter, soyez naturel. Il faut que l'enquêté sente que vous êtes vous-même convaincu et impliqué dans cette enquête. Donc, parlez avec conviction. Cherchez à établir un rapport de confiance ...)

Avant de commencer à vous poser des questions, j'aimerais vous rappeler rapidement le but de ma visite. Je réalise une enquête pour le Ministère de l'Ecologie et du Développement Durable auprès de personnes vivant en zone inondable de la Meuse. L'objectif est de mieux apprécier les bénéfices attendus de la diminution du risque d'inondation. Le site de Charleville-Mézières a été choisi pour mettre en œuvre cette enquête, qui relève néanmoins d'une démarche de niveau national.

Maintenant, j'ai trois choses importantes à vous dire, trois règles d'or :

- 1- Il faut d'abord bien comprendre qu'il n'y pas de bonne ou de mauvaise réponse à ce questionnaire. La plupart des questions que je vous poserai concernent votre opinion ou vos préférences. C'est votre avis qui nous intéresse ;
- 2- Si une question vous pose problème, n'hésitez pas à me le dire ;
- 3- Enfin, cet entretien est et restera strictement confidentiel. Votre nom ne sera jamais associé à vos réponses, et vos réponses ne seront jamais utilisées pour autre chose que pour cette enquête.

1. SITUATION PAR RAPPORT AU RISQUE D'INONDATIONS

Question 1

Depuis quand vivez-vous à l'adresse actuelle (essayer de faire préciser l'année) ?

Question 2

A propos de votre logement actuel ...

2.1 Vous êtes ...

propriétaire ?

locataire ?

2.2 Type de logement

Appartement. Quel étage (RdC, 1^{er}, 2^{ème}, ...) ?

Il y a un garage

Il y a une cave

Maison

La maison est surélevée par rapport à la rue. De combien cm

La maison a plusieurs étages. Quels étages de la maison occupez-vous ?

Le sous-sol

Il est aménagé pour vivre (bureau, buanderie, chambre etc.)

Il y a un garage

Il y a une cave (ou débarras)

Il y a une chaudière

Le RdC

Il est aménagé pour vivre (bureau, buanderie, chambre etc.)

Il y a un garage

Il y a un débarras

Le 1^{er} étage

Le 2^{ème} étage ou plus

Question 3

Savez-vous que votre logement est situé en zone inondable ?

Oui

Non

Question 4

Avant votre installation dans le logement actuel, avez-vous cherché à vous renseigner sur le risque d'inondation ?

Oui

Auprès de qui ?

- La municipalité
- D'autres services administratifs (Préfecture – DDE)
- L'agence immobilière
- Le notaire
- Le particulier auquel vous avez eu affaire
- Des habitants du voisinage
- Autres. Précisions :

Non

Pourquoi ?

- Je ne m'en suis pas du tout préoccupé
- J'étais déjà au courant
- Autre. Précisions :

Question 5

Avez-vous déjà subi une inondation affectant votre domicile (y compris la cave)

à cette adresse

- Oui - Combien d'inondations ?
- Non

à une autre adresse ?

- Oui - Combien d'inondations ?
- Non

(Si NON aux deux questions, passez à la section 2)

Question 6 *(si Q5 = OUI à l'une des deux questions)*

Avez-vous été victime de l'inondation de 1995 ?

Oui => Q7

- à votre domicile actuel
- dans un logement précédent

Non => Q9

Question 7 (si Q6 = Oui)

Pour cette inondation de 1995

1. Quelle a été la durée de l'inondation de votre domicile ?.....
2. Quelle hauteur d'eau maximale avez-vous eu dans l'habitation ?.....
3. Votre cave ou votre garage, si vous en avez, ont-ils été inondés ?
 - cave inondée. Hauteur d'eau
 - garage inondé. Hauteur d'eau
 - ni cave, ni garage

4. Quelle est l'ampleur des dommages que vous avez subis ?

(N.B. : les dommages sont fonction de la nature et de la qualité des matériaux et équipements. La liste suivante ne donne donc qu'une indication de l'ampleur du sinistre)

- structure du bâtiment (fissures dans la maçonnerie)
 - isolation
 - revêtement de sol (moquette, plancher)
 - murs ou cloisons (enduit extérieur, peinture, tapisserie)
 - plafonds
 - menuiseries (porte, fenêtre, escalier, poutre)
 - mobilier d'ameublement
 - électroménager
 - équipement électrique
 - chauffage
 - automobile
 - autre – précisions :
 -
5. Avez-vous été alertés par les pouvoirs publics ?
 - Oui
 - Non
 6. Avez-vous, ou un membre de votre foyer, dû être évacué ?
 - Oui
 - Non
 7. Est-ce que vous, ou un membre de votre foyer, avez dû suivre des soins médicaux suite à l'inondation ?
 - Oui – type et durée
 - Non
 8. Avez-vous reçu une indemnisation de votre assurance suite à l'inondation ?

Ne sait pas

Estimez-vous avoir été bien indemnisés ?

Oui

Non

(Si Non) à combien estimez-vous la proportion couverte par l'assurance en regard de tous les dommages matériels subis ? %.

Non. Raisons évoquées :

Question 8

Avez-vous été victime d'autres inondations que celle de 1995 ?

Oui

Non => Q10

Question 9 (si Q8 = OUI ou si Q6 = NON)

Inondation n°2

1. A quelle date a-t-elle eu lieu ?
2. Quelle a été la durée de l'inondation de votre domicile ?
3. Quelle hauteur d'eau maximale avez-vous eu dans l'habitation ?
dans la cave, ou les parties enterrées ?

Inondation n°3

1. A quelle date a-t-elle eu lieu ?
4. Quelle a été la durée de l'inondation de votre domicile ?
5. Quelle hauteur d'eau maximale avez-vous eu dans l'habitation ?
dans la cave, ou les parties enterrées ?

Question 10

Suite aux inondations que vous avez subies, avez-vous déjà réalisé des travaux pour vous protéger des futures inondations ?

Oui. Précisez

1.
2.
3.

Quel a été le coût de ces aménagements ?€ ouF

Non

Question 11 (si Q5 = OUI à l'une des deux questions)

Avez-vous déjà déménagé, en raison des inondations que vous avez subies ?

- Oui
 Non

2. APPREHENSION DU RISQUE D'INONDATIONS

(Attention : à présenter sans lire ou réciter le texte !)

Vous savez que les crues des cours d'eau sont d'intensité variable.

Suivant les experts, la crue de 1995 à Charleville-Mézières est classée en crue cinquantennale ou centennale, c'est à dire qui arrive en moyenne tous les 50 à 100 ans. Mais, notez bien que, même si elle s'est produite il y a 10 ans, une crue similaire peut très bien se reproduire au cours des prochaines années. Tout dépend des conditions météo.

Pour ceux qui n'ont pas connu la crue de 1995 dans l'habitation où ils résident actuellement, et pour ceux qui l'ont vécu mais n'en ont pas gardé un souvenir précis (Rappelez-vous ...) :

Pour vous donner un exemple des dégâts potentiels d'une telle inondation, si une crue centennale se répétait aujourd'hui, il y aurait à l'heure actuelle (à préciser suivant le quartier) 0 à 50 cm / 50 cm à 1 m / 1 à 2 m / plus de 2 m de hauteur d'eau dans la rue (lui montrer la localisation de la maison sur la cartographie des zones inondées par une crue centennale type 1995, et des photos aériennes du quartier inondé par la crue de 1995), sachant par ailleurs qu'en 1995 la Meuse a débordé pendant 4 jours, mais que certains quartiers sont restés inondés beaucoup plus longtemps, et que le coût moyen du sinistre pour les particuliers s'élève à environ 4 500 € (30 000 F) (moyenne nationale établie sur la base des remboursements réalisés par les assurances pour les sinistres liés aux inondations).

Les dommages constatés lors de la crue de 1995 ont été les suivants : RdC inondé pendant plusieurs jours, électricité coupée (3 j sur Warcq) et chaudière inondée alors que l'on est en plein hiver, eau du réseau non potable (jusqu'à 15 jours dans certaines communes touchées par la crue de 1995), remontées d'égouts, véhicule hors d'usage, routes coupées, transports publics interrompus, humidité persistante dans l'habitation pendant plusieurs mois, moisissures, moquettes et tapisseries à changer, plâtres, carrelages et peintures qui se décollent, corrosion des conduites, soulèvement du plancher, équipement électrique et électroménager à changer, boiseries déformées (portes, fenêtres, ...), murs qui se fissurent ... Plus de 1 000 foyers ont été touchés à Charleville-Mézières et 200 à Warcq.

Question 12

1. Pensez-vous aux risques d'inondation ?

- Jamais
 Occasionnellement. A quelle occasion ?
 Souvent. A quelle occasion ?

2. Savez vous qu'il existe un plan de prévention des risques d'inondations dans votre commune ?

- Oui
 Non

Si les gens le demandent, leur expliquer qu'il s'agit d'un document réglementaire délimitant des zones exposées au risque d'inondation, dans lesquelles sont imposées des restrictions aux nouvelles constructions.

3. VALORISATION DE LA PROTECTION CONTRE LE RISQUE D'INONDATION

(Attention : à présenter sans lire ou réciter le texte !)

Maintenant, nous allons essayer d'estimer quelle importance vous accordez à votre protection contre le risque d'inondation.

(Remettre le carton 1 à la personne interrogée)

Partons du principe que l'importance que vous accordez à une amélioration de votre protection contre le risque d'inondation équivaut :

- au coût des dommages matériels (habitation, véhicule),
- mais aussi au préjudice financier (coûts non pris en compte par les assurances : franchise, perturbations de l'activité professionnelle, crédit nécessaire au rachat du mobilier ou d'une automobile, ...),
- à la réduction de bien-être et au préjudice moral ou physique subi par vous et votre famille lors d'un tel événement (relogement temporaire, inconfort, fatigue, stress, soutien médical dans certains cas, bouleversement de l'existence au quotidien, ...).

Pour connaître l'importance que vous accordez à votre protection contre le risque d'inondation, nous allons passer par le biais d'un contrat d'assurance spécifique, qui vous couvre quelles que soient l'importance et la fréquence des inondations. Avant de vous poser ma question, j'aurais besoin des informations suivantes :

Question 13

Avez-vous une assurance habitation ?

- Oui – en connaissez-vous le montant ?
- Oui – Combien ?.....€/an ouF/an
- Non. Voulez vous vérifier le montant de votre assurance habitation ?
- Oui – Combien ?.....€/an ouF/an
- Non
- Non – Pourquoi ?

Question 14

(Remettre le carton 2 à la personne interrogée)

Nous nous plaçons dans le scénario fictif où les personnes inondables devraient librement choisir de souscrire ou non à un contrat d'assurance inondation, qui constituerait leur seul système d'indemnisation pour les sinistres liés aux inondations, quelles que soient l'importance et la fréquence de ces inondations. Pour les autres types de sinistres leur assurance actuelle restera valable. L'assurance spécifique inondation permettrait d'être totalement dédommagé des coûts matériels, du préjudice financier, et d'un éventuel préjudice physique et moral. Si vous n'y souscrivez pas, vous ne serez pas couvert (*si la personne le demande, préciser une couverture à hauteur de 300 €/j d'inondation pour le préjudice moral non chiffrable*). Prendriez-vous une telle assurance ?

- Oui
- Non => Q16

Attention ! la personne interrogée doit se mettre en situation réelle, sans faire d'altruisme. C'est la valeur « d'usage » de la prime d'assurance que nous voulons mesurer. Des réponses du type : « j'habite au 4^{ème}

Question 15 (si OUI à Q14)

Et si le montant proposé était de (montants différents d'un enquêteur à l'autre) 20 / 30 / 50 / 75 €/an, y souscrivez vous ?

- Le jeu d'enchères commence à 20 € (M. Oudin)
- Oui
- Pour un montant de 40 €/an, y souscrivez vous ? Oui Non
- Quel serait le montant maximum que vous accepteriez de payer ?
- Non, pas pour ce montant
- Pour un montant de 10 €/an, y souscrivez vous ? Oui Non
- Quel serait le montant maximum que vous accepteriez de payer ?
- Le jeu d'enchères commence à 30 € (M. Buffet)
- Oui
- Pour un montant de 60 €/an, y souscrivez vous ? Oui Non
- Quel serait le montant maximum que vous accepteriez de payer ?
- Non, pas pour ce montant
- Pour un montant de 15 €/an, y souscrivez vous ? Oui Non
- Quel serait le montant maximum que vous accepteriez de payer ?
- Le jeu d'enchères commence à 50 € (M. Devallee)
- Oui
- Pour un montant de 100 €/an, y souscrivez vous ? Oui Non
- Quel serait le montant maximum que vous accepteriez de payer ?
- Non, pas pour ce montant
- Pour un montant de 25 €/an, y souscrivez vous ? Oui Non
- Quel serait le montant maximum que vous accepteriez de payer ?
- Le jeu d'enchères commence à 75 € (M. Masson)
- Oui
- Pour un montant de 150 €/an, y souscrivez vous ? Oui Non
- Quel serait le montant maximum que vous accepteriez de payer ?
- Non, pas pour ce montant
- Pour un montant de 40 €/an, y souscrivez vous ? Oui Non
- Quel serait le montant maximum que vous accepteriez de payer ?

Question 16 (en cas d'absence de réponse sur la valeur ou d'une réponse NON à Q14)

Pourquoi refusez-vous de vous assurer ?

- je préfère courir le risque ...
- à mon âge, ça n'en vaut pas la peine ...
- j'ai tellement l'habitude des inondations ...
- le dommage ne sera pas si important ...
- je n'arrive pas à formuler une somme même si je suis d'accord avec l'idée de payer quelque chose ...
- je n'ai pas les moyens de payer
- ce n'est pas à moi de payer
- Autre.

Question 17

(Attention : à présenter sans lire ou réciter le texte !)

Voici un autre scénario, tout aussi fictif que le précédent.

Les pouvoirs publics pourraient investir dans des travaux de protection destinés à diminuer le risque d'inondation pour la crue centennale, type 1995. Ces travaux ne permettraient pas d'éviter les inondations, mais ils limiteraient tout de même leur impact, en réduisant la hauteur d'eau et les vitesses de courant à des valeurs compatibles avec la sécurité des personnes. Par ailleurs, pour les crues à caractère exceptionnel comme celle de 1995, les dommages matériels continueraient à être indemnisés par votre assurance actuelle.

Ces travaux ne seraient engagés que si la population concernée accepte d'y contribuer financièrement.

Est ce que vous préférez cette solution à celle d'une assurance spécifique compensant tous les dommages quelle que soit l'importance de l'inondation ? (Remettre le carton 3 à la personne interrogée)

- Oui
- Ne sait pas (NSP)
- Non, mais je ne suis pas opposé à une contribution pour des travaux de protection

Combien accepteriez-vous de payer annuellement pour financer ces travaux, en complément de votre système d'indemnisation actuel ? € ou F

Si la personne n'arrive pas à formuler une somme, proposer une enchère 5 € /10/15/20/25/30/35/40/45/50 jusqu'à 100 € (utiliser une règle ou échelle de valeur). Si la personne le demande, dites lui que le programme de travaux prévu pour la protection contre les inondations de Charleville-Mézières est estimé à 17 millions d'euros.

- la personne a valorisé librement (sans échelle de valeurs)
- la personne a valorisé à partir de l'échelle de valeurs

Si la personne trouve la solution meilleure ou NSP, mais ne veut pas payer, aller à Q18.

- Non, je suis opposé à une contribution financière pour des travaux de protection => Q18

La personne a demandé à connaître la manière dont les fonds seront collectés. Parler d'un impôt payé par ceux qui sont concernés par la protection (un peu comme la taxe sur les ordures ménagères payée par ceux qui profitent du service).

Question 18 (en cas d'absence de réponse sur le paiement ou d'une réponse NON à Q17)

Pourquoi refusez-vous de participer au financement de ces travaux ?

- il faudrait être sûr que tout le monde paie ...
- il faudrait connaître le montant total des travaux ...
- je préfère courir le risque ...
- le dommage ne sera pas si important ...
- je n'arrive pas à formuler une somme même si je suis d'accord avec l'idée de payer quelque chose ...
- je n'ai pas les moyens de payer
- ce n'est pas à moi de payer
- je ne veux pas payer davantage d'impôts
- autre.

4 INFORMATIONS COMPLEMENTAIRES

Dans cette dernière partie, je vais vous poser des questions sur vous-même. Le but est de permettre le traitement statistique de vos réponses.

Question 19

Sexe de la personne interrogée Homme Femme

Question 20

Quelle est votre situation professionnelle ?

1. En activité – Profession :
 - agriculteur
 - artisan ou commerçant
 - profession libérale, cadre supérieur
 - profession intermédiaire
 - employé
 - ouvrier
 - autre :
2. A la recherche d'un emploi – Profession :
3. Sans profession

Question 21

Merci de me renseigner sur la catégorie qui correspond à votre âge ?

1. 20-30 ans
2. 31-40 ans
3. 41-50 ans
4. 51-60 ans
5. 61-70 ans
6. 70-80 ans
7. 81 ans et plus

Question 22

A propos de votre foyer ?

Combien d'adulte(s) vive(nt) sous votre toit ?

Combien d'enfant(s) vive(nt) sous votre toit ?

Age des enfants :

Question 23

Dans quelle catégorie classeriez-vous les revenus mensuels de votre foyer ?

	Moins de 6 000 Francs par mois / moins de 900 euros par mois
	De 6 000 à moins de 10 000 F par mois / de 900 à moins de 1 500 euros par mois
	De 10 000 à moins de 15 000 F par mois / de 1 500 à moins de 2 300 euros par mois
	De 15 000 à moins de 20 000 F par mois / de 2 300 à moins de 3 000 euros par mois
	20 000 francs et plus / 3 000 euros et plus
	NSP/Refus de réponse

Pourriez-vous préciser le total des revenus mensuels de votre foyer : € ouF

ANNEXE I –LISTE DES DOCUMENTS DE TRAVAIL DE LA D4E**I - Etudes :**

06 - E03	Analyse économique de la régulation des dispositifs de responsabilité élargie du producteur Olivier ARNOLD	
06 - E02	Les accords multilatéraux sur l'environnement et OMC Anaïs BERTHIER	
06 - E01	Etude sur la valorisation des aménités du Loir Patrick DERONZIER, Sébastien TERRA	

05 - E10	Consentement local à payer et localisation d'un incinérateur Olivier ARNOLD, Sébastien TERRA
05 - E09	Causes et effets de l'instauration d'une redevance incitative d'enlèvement des ordures ménagères Olivier ARNOLD
05 - E08	Evaluer les bénéfices environnementaux sur les masses d'eau Patrick CHEGRANI
05 - E07	Evaluation de l'efficacité environnementale des périmètres de protection des captages Guillemette BUISSON
05 - E06	Les effets de la réforme de la PAC de juin 2003 sur la consommation d'eau par l'agriculture Guillemette BUISSON
05 - E05	Place de l'environnement dans le système juridique de l'OMC Ruth GABBAY
05 - E04	Comment les politiques publiques peuvent-elles accélérer le progrès sur les technologies de lutte contre le changement climatique ? Aurélien VIEILLEFOSSE
05 - E03	Modélisation du découplage des aides et environnement en agriculture Elsa LAVAL
05 - E02	Efficacité de la filière piles et accumulateurs Olivier ARNOLD
05 - E01	Les réglementations environnementales ont-elles un effet sur le commerce extérieur de l'industrie française ? Sébastien RASPILLER, Nicolas RIEDINGER, Céline BONNET
04 - E10	Les politiques environnementales ont-elles un impact sur la croissance ? Nicolas RIEDINGER

- 04 - E08 Stratégies d'échantillonnage et modèles de comptage dans la méthode des coûts de transport
Sébastien TERRA
- 04 - E07 Bien public global et instruments des politiques nationales unilatérales
Christine CROS, Sylviane GASTALDO
- 04 - E06 Principe de précaution et décision médicale
Dominique BUREAU, Emmanuel MASSE
- 04 - E05 Préservation des ressources globales et développement économique
Dominique BUREAU
- 04 - E04 Evaluation du coût subi par EDF suite à une mesure en faveur de la vie piscicole sur la Dordogne
Franck FREDEFON
- 04 - E03 Valorisation économique d'une amélioration de la qualité de l'eau de l'étang de Berre
Franck FREDEFON
- 04 - E02 La prise en compte du changement technique endogène affecte-t-elle l'équivalence entre taxes et permis ?
Gilles SAINT-PAUL
- 04 - E01 Les différences de sévérité environnementale entre pays influencent-elles les comportements de localisation des groupes français ?
Sébastien RASPILLER, Nicolas RIEDINGER
- 03 - E09 Evaluation économique des aménités récréatives d'un parc urbain : le cas du parc de Sceaux
Sylvie SCHERRER
- 03 - E08 Analyse économique de la rentabilité des filtres à particules sur les véhicules diesels neufs
Emmanuel MASSE
- 03 - E07 Note sur l'évaluation des infrastructures de transport et l'étalement urbain
Dominique BUREAU, Nicolas THOUVEREZ
- 03 - E06 Evaluation des bénéfices pour le public de la protection des espaces littoraux remarquables
Sylvie SCHERRER
- 03 - E05 Evaluation économique des aménités récréatives d'une zone humide intérieure : le cas du lac de Der
Sylvie SCHERRER
- 03 - E04 Exploration des engagements futurs en matière de changement climatique
Vincent VAN STEENBERGHE

- 03 - E01 Les dommages visuels et sonores causés par les éoliennes : une évaluation par le consentement à payer des ménages dans le cas des éoliennes de Sigean
Sylvie SCHERRER
- 02 - E07 Pollutions atmosphériques transfrontières : mise en œuvre du protocole de Göteborg et de la directive plafonds
Daniel DELALANDE
- 02 - E06 Régulation du bruit à Roissy : efficacité et instruments économiques
Dominique BUREAU
- 02 - E05 Gisement d'énergie éolienne par région : quelques éléments d'éclairage économique
Sabine GUILLAUME
- 02 - E04 Les accords de Bonn et Marrakech : analyse quantitative et mise en perspective
Sandrine ROCARD, Eve ROUMIGUIERES
- 02 - E03 Typologie des modes de gestion des déchets ménagers par les collectivités locales
Anne-Claire BOITEL, Christine LAGARENNE
- 02 - E02 Evaluation économique des pertes d'usage dues aux tempêtes Lothar et Martin de décembre 1999 : le cas de la forêt de Fontainebleau
Sylvie SCHERRER
- 02 - E01 Régulation de la durée des contrats dans le secteur de l'eau
Patrick DERONZIER
- 01 - E07 Effet de serre document de base de la maquette SAGESSE
Eve ROUMIGUIERES
- 01 - E06 Déterminants de la consommation en produits de l'agriculture biologique
Sylvie SCHERRER
- 01 - E05 Effet de serre : quantification de l'effort économique par les parties du protocole de Kyoto
Eve ROUMIGUIERES
- 01 - E04 Déterminants des comportements de tri des ménages
Christine LAGARENNE, Séverine WILTGEN
- 01 - E03 Combinaison des instruments prix et quantités dans le cas de l'effet de serre
Boris COURNEDE, Sylviane GASTALDO
- 01 - E02 Politiques nationales de lutte contre le changement climatique et réglementation de la concurrence : le cas de la fiscalité
Jérôme RIEU
- 01 - E01 Effets économiques du Protocole de Kyoto : une maquette internationale
Jean-Pierre BERTHIER, Martin GUESPEREAU, Eve ROUMIGUIERES

II - Méthodes :

- 05 - M06 La monétarisation de l'indice pollution population pour l'analyse coût-bénéfice des projets de transport
Pierre BARBERA
- 05 - M05 Guide de bonnes pratiques pour la mise en œuvre de la méthode des coûts de transport
Sébastien TERRA
- 05 - M04 Guide de bonnes pratiques pour la mise en œuvre de la méthode d'évaluation contingente
Sébastien TERRA
- 05 - M03 Options réelles environnementales
Emmanuel MASSE, Stéphane GALLON
- 05 - M02 Guide pour l'élaboration de cahiers des charges pour des études de valorisation des dommages et aménités environnementales en 5 questions/réponses
Sébastien TERRA
- 05 - M01 Guide pour la mise en œuvre de la méthode des prix hédoniques
Sébastien TERRA
- 04 - M07 Maquette ECHEANCES : Epuisement des Combustibles selon Hotelling et Application Naturelle au Contingement de l'Effet de Serre
Hélène OLLIVIER
- 04 - M06 Articulation entre quotas échangeables et mesures de gestion des ressources halieutiques : éléments pour l'évaluation économique d'aires marines protégées
Dominique BUREAU
- 04 - M05 Qu'est-ce qu'un marché de permis ? Adaptation du jeu de simulation de l'ENSAE à un marché de crédits « Azote »
- 04 - M04 Tourisme, loi littoral et économie de l'environnement
Dominique BUREAU
- 04 - M03 Fiches DPSEEA élaborées à partir du rapport final de la commission d'orientation pour le plan santé Environnement
Camille FEVRIER
- 04 - M02 Arbitrages intertemporels, risque et actualisation
Stéphane GALLON, Emmanuel MASSE
- 04 - M01 Le cycle de la prévention et de l'information sur les risques
Patrick MOMAL
- 03 - M03 La culture du risque et de la sûreté
Patrick MOMAL

- 02 - M02 Santé environnement : problèmes et méthodes
Benoît VERGRIETTE
- 02 - M01 Intérêts et limites des variables biologiques en écotoxicologie aquatique
Patrick FLAMMARION
- 01 - M02 Indicateurs environnementaux : méthodes et utilisation pour l'évaluation des politiques publiques
Xavier DELACHE
- 01 - M01 Méthodologie de valorisation des biens environnementaux
Sylvie SCHERRER

III - Synthèses :

- 06 - S01 Le traitement bio-mécanique des déchets
Olivier ARNOLD



- 05 - S04 Liens DPSIR et modélisation de la gestion de l'eau
Patrick DERONZIER
- 05 - S04 Le cadre d'analyse DPSIR appliqué à la gestion des déchets en France
Olivier ARNOLD
- 05 - S03 Les études de monétarisation des externalités associées à la gestion des déchets
Benoît CHEZE, Olivier ARNOLD
- 05 - S02 Plan National d'Affectation des Quotas : retour d'expérience
Sébastien MERCERON
- 05 - S01 Les différentes gestions du dossier de l'amiante
Grégoire LAGNY
- 04 - S07 Mécanismes économiques à l'œuvre sur la biodiversité dans les secteurs de l'agriculture, la forêt, l'eau, la pêche, le tourisme et les transports
Christine CROS
- 04 - S06 Evolution du régime d'indemnisation des catastrophes naturelles
Annie ERHARD-CASSEGRAIN, Emmanuel MASSE, Patrick MOMAL
- 04 - S05 Développement durable et aménagement routier : le cas de la RN88
Stéphanie ANTOINE
- 04 - S04 L'économie de l'effet de serre : point sur les engagements internationaux de lutte contre le changement climatique
Aurélie VIEILLEFOSSE
- 04 - S03 Entreprises et développement durable
Irène CABY

- 04 - S02 Références méthodologiques pour la prise en compte de l'environnement dans les projets routiers
Stéphanie ANTOINE
- 04 - S01 Déchets ménagers en France. Financement du service et recyclage : Exemples de travaux d'évaluation économiques utiles à la décision publique
Patrick DERONZIER, Olivier ARNOLD
- 03 - S06 L'évaluation des aménités et des dommages environnementaux
Sylvie SCHERRER
- 03 - S05 Les enseignements pour la France des régimes de responsabilité environnementale en vigueur à l'étranger : l'exemple des Etats-Unis et du Brésil
Catherine SCHLEGEL, Laurent VERDIER
- 03 - S04 Les engagements futurs dans les négociations sur le changement climatique
Séminaire D4E
- 03 - S03 Economie de l'environnement et décision publique
Dominique BUREAU
- 03 - S02 Biens publics mondiaux et négociations internationales
Hélène FRANCES, François NASS
- 03 - S01 Axes pour la recherche en environnement et en développement durable dans le sixième programme cadre de recherche et développement de l'union européenne
Groupe thématique national français « recherche européenne, environnement et développement durable »
- 02 - S02 Marchés de droits : expériences passées et débuts pour l'effet de serre
Christine CROS, Sylviane GASTALDO
- 02 - S01 Microéconomie du développement durable : une introduction
Dominique BUREAU
- 01 - S05 L'impact économique des tempêtes de décembre 1999
Annie ERHARD-CASSEGRAIN
- 01 - S04 Ouverture des marchés de l'électricité et environnement
Dominique BUREAU, Sylvie SCHERRER
- 01 - S03 La responsabilité environnementale
Patrick MOMAL
- 01 - S02 Gouvernance mondiale et environnement
Dominique BUREAU, Marie-Claire DAVEU, Sylviane GASTALDO
- 01 - S01 Les rapports environnementaux des entreprises
Christine LAGARENNE, Marc AVIAM