



HAL
open science

Incertitude en économie de l'environnement

Jean-Marc Tallon, Jean-Christophe Vergnaud

► **To cite this version:**

Jean-Marc Tallon, Jean-Christophe Vergnaud. Incertitude en économie de l'environnement. Revue Française d'Economie, 2007, XXII (2), pp.3-56. halshs-00180909

HAL Id: halshs-00180909

<https://shs.hal.science/halshs-00180909v1>

Submitted on 22 Oct 2007

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Incertitude et information en économie de l'environnement.

Choix privés et attitudes individuelles face à l'incertitude.

J.-M. Tallon & J.-C. Vergnaud *

10 octobre 2007

1 Introduction

Dans de multiples problèmes environnementaux, il est crucial de comprendre comment les individus réagissent face à l'incertitude ou, à l'inverse, face à une information censée réduire cette incertitude. De cette compréhension dépend l'orientation des politiques publiques d'information et de prévention. Pour les entreprises, cette compréhension est également importante dans la mesure où leur stratégie de communication notamment, et plus généralement leur stratégie industrielle en dépendent. A titre d'exemple, les croyances individuelles quant à la dangerosité des antennes relais de téléphonie mobile ont largement influencé les stratégies industrielles dans le domaine. Les exemples impliquant des problèmes de sécurité alimentaire abondent, l'un des débats les plus houleux concernant bien entendu la dangerosité des OGM. Plutôt qu'aborder le problème via l'étude de cas, en disséquant les raisons diverses et variées qui ont pu conduire à telle ou telle stratégie face à tel ou tel problème, nous souhaitons aborder ce problème

*CNRS-Université Paris 1, Panthéon-Sorbonne, Ecole d'Economie de Paris, 106 bd de l'Hôpital, 75647 Paris Cedex 13. jmtallon@univ-paris1.fr, vergnaud@univ-paris1.fr. Cet article est tiré d'un rapport effectué en 2005 dans le cadre du programme S3E, Ministère de l'aménagement du territoire et de l'environnement, direction des études économiques et de l'évaluation environnementale. Nous remercions le ministère pour le soutien financier apporté. Ont participé à cette étude : Olivier Chanel, Michèle Cohen, Eric Danan, Johanna Etner, Emmanuel Flachaire, Thibault Gajdos, Raphaël Giraud, Guillaume Hollard, Meglena Jeleva, Stéphane Luchini, Thomas Papon, Jean-Marc Tallon, Jean-Christophe Vergnaud, Anthony Ziegelmeier.

de manière plus abstraite, donnant un cadre conceptuel général permettant de réfléchir, en économiste, à la manière dont les individus font des choix lorsque leur environnement, et donc le résultat de leurs choix, est incertain. La manière usuelle dont les économistes abordent l'attitude des individus face aux problèmes d'incertitude repose sur quelques hypothèses fondamentales :

- les individus ont une information précise,
- les individus ont des préférences précises,
- les individus ont des préférences stables.

Le modèle canonique issu de ces hypothèses (et de quelques autres que nous ne détaillerons pas ici mais sur lesquels nous reviendrons plus bas) est le modèle d'espérance d'utilité de von Neumann et Morgenstern (1947) , enrichi par Savage (1954). Ce modèle suggère qu'un individu choisira parmi les décisions réalisables, celle qui lui procure, en moyenne, l'utilité la plus élevée. Ce modèle a des vertus normatives et des limitations descriptives bien connues.

Comme l'écrivent avec force Chemarin, Henry, et Michel-Kerjean (2004)

“Sans Black et Scholes, il n'y aurait pas de tarification efficace des options sur les marchés financiers. Mais sans von Neumann et Morgenstern, complété par Savage, il n'y aurait pas eu Black et Scholes. Sans Rothschild et Stiglitz, nous ne comprendrions pas avec précision les effets des asymétries d'information sur la formulation des contrats d'assurance. Mais sans von Neumann et Morgenstern, Rothschild et Stiglitz n'auraient pas disposé du cadre conceptuel qui sert de socle à leur contribution pionnière. Sans Arrow, Fisher et Henry, l'importance du lien entre irréversibilité, rythme d'arrivée de l'information et décision publique, n'aurait pas été mesurée, et un pan entier de l'économie de l'environnement n'aurait pas vu le jour. Mais ce lien serait resté à l'état de vague intuition si le langage formalisé développé par von Neumann et Morgenstern n'avait pas été disponible. Rarement une contribution théorique, formulée dans un cadre mathématique original, a eu autant d'influence sur le développement de l'analyse économique et de certaines de ses applications parmi les plus importantes. Aux exemples mentionnés ci-dessus, on peut immédiatement ajouter Arrow et Pratt, leurs indices d'aversion pour le risque et les théorèmes de sélection de portefeuille que ceux-ci ont permis d'énoncer. Dixit et Pyndick, au-

teurs d'une nouvelle approche des choix d'investissements des entreprises, tenant compte de l'effet des irréversibilités dans un univers où l'information disponible évolue (...) Mais toute révolution scientifique, aussi profonde et influente soit-elle, a ses limites. Celle mise en branle par von Neumann et Morgenstern n'échappe pas au lot commun. Ces limites ont d'abord été mises en lumière sous forme de ce qu'on a appelé des "paradoxes" (d'Allais d'abord, d'Ellsberg ensuite); en fait, il s'agit de la mise en évidence de contradictions entre d'une part les prédictions du modèle de von Neumann et Morgenstern, complété par Savage, et d'autre part certains comportements face au risque qu'Allais et Ellsberg avaient pu observer dans le cadre d'expériences astucieuses et suffisamment simples pour que leur interprétation ne puisse être mise en cause. L'expérience d'Ellsberg était particulièrement significative, en ce qu'elle mettait en évidence des comportements incompatibles avec la mise en œuvre de distributions de probabilités dans les décisions prises par les agents participant à l'expérience. Or l'existence de distributions de probabilités comme références des comportements est une pierre angulaire du modèle de von Neumann et Morgenstern, ainsi que de Savage."

On pourrait ajouter que d'autres expériences que celles d'Allais et d'Ellsberg ont mis en cause le modèle d'espérance d'utilité et plus généralement l'existence de préférences complètes et stables des agents. La mise en évidence d'effets de cadrage (*framing effects*, Kahneman et Tversky (1981)) pose la question de savoir si les individus ont des préférences bien formées. L'effet de cadrage consiste à prendre une décision opposée dans deux problèmes logiquement équivalents mais présentés sous des formes différentes. Ce problème, qui dépasse le comportement dans l'incertain, est toutefois particulièrement saillant dans des environnements complexes, qui incluent souvent une dimension d'incertitude, montrant par là que les agents ont parfois du mal à appréhender ces environnements de manière aussi fine que celle requise par le modèle d'espérance d'utilité.

Les travaux sur les modèles de décisions individuelles que nous exposons s'articulent autour de trois thèmes. En premier lieu, les agents ont rarement une information aussi précise que celle nécessaire pour se représenter l'incertain sous la forme d'une distribution de probabilités. En second lieu, les agents n'ont peut être

pas des préférences stables dans le temps, en ce que la séquence des événements vécus a plus d'importance que l'information statistique qu'ils peuvent avoir sur ces mêmes événements. Enfin, les agents peuvent aussi avoir du mal à classer certaines alternatives lorsque l'incertitude est grande.

L'étude des attitudes individuelles face à l'incertitude est nécessaire pour comprendre comment les agents réagissent à une information nouvelle, ainsi que pour fonder toute décision publique engageant des investissements aux conséquences incertaines. Nous organiserons la présentation en quatre temps. Dans un premier temps, nous rappellerons brièvement le modèle usuel de décision dans le risque, élaboré par von Neumann et Morgenstern puis étendu dans l'incertain par Savage. Nous présenterons alors les développements récents de modélisation de l'incertain "non probabilisable". Nous étudierons ensuite la manière dont les agents prennent leur décision dans l'incertain (par exemple des décisions d'assurance) en fonction des réalisations des aléas qu'ils ont personnellement subi (leur vécu) plutôt qu'en fonction d'une information statistique plus neutre. Nous développerons enfin la possibilité que les acteurs économiques aient des préférences incomplètes, en ce sens qu'ils n'arrivent pas à classer toutes les alternatives incertaines qui se présentent à eux.

2 Incertitudes

2.1 Le modèle canonique de décision dans le risque et l'incertain

2.1.1 von Neumann- Morgenstern

Le modèle de décision qui sert de référence dans tous les domaines de l'économie est incontestablement le modèle dit d'espérance d'utilité, indissociablement lié aux noms de J. von Neumann et O. Morgenstern. Ce modèle prend comme objet d'analyse et de décision des loteries, à savoir des distributions de probabilités sur un ensemble de résultats possibles.

La construction théorique de von Neumann et Morgenstern (vNM) revient à proposer un critère simple d'évaluation et de comparaison de ces perspectives aléatoires. L'optique est celle d'une comparaison en vue d'un choix entre plusieurs décisions. Par définition, ce choix doit s'appuyer sur une comparaison synthétique

des différents aspects positifs ou négatifs de chaque décision. Le critère d'espérance d'utilité permet cette comparaison synthétique et s'exprime de la manière suivante : un acteur préférera le profil de conséquences x_1 avec probabilité p_1 , x_2 avec probabilité p_2, \dots, x_n avec probabilité p_n au profil de conséquences y_1 avec probabilité q_1, \dots, y_m avec probabilité q_m si et seulement si $\sum_{i=1}^n p_i u(x_i) \geq \sum_{j=1}^m q_j u(y_j)$. La fonction d'utilité u peut être très générale en ce sens que ses arguments peuvent être aussi fins et détaillés que l'analyse le requiert. En revanche, la fonction u agrège tous ces arguments en un seul nombre. Ceci peut sembler réducteur mais c'est précisément cette agrégation qui permet la comparaison des différentes décisions (nous reviendrons plus tard sur les situations dans lesquelles ces comparaisons ne sont pas toutes réalisables, à savoir lorsque les préférences sont incomplètes). Ce critère est en un sens très spécifique : on pourrait imaginer que les agents se concentrent uniquement sur la conséquence la meilleure ou alternativement sur la conséquence la pire, ou encore prennent la décision qui leur donnera le moins de regret une fois connue la réalisation de l'aléa (et de fait de multiples modèles alternatifs existent). Remarquons toutefois que différents agents choisiront a priori des décisions différentes, selon les caractéristiques de la fonction d'utilité u , et notamment l'aversion pour le risque.

L'un des aspects cruciaux de la construction présentée ci-dessus est le fait que les préférences portent sur des profils aléatoires et donc que les probabilités sont données. Ceci est extraordinairement restrictif. Peu de situations courantes se prêtent à ce type d'analyse et même si la science fournit parfois des fréquences suffisamment longues pour pouvoir approximer de véritables probabilités, l'utilisation de ces fréquences repose évidemment sur l'hypothèse que l'environnement de la décision restera stable dans le futur. La construction de von Neumann et Morgenstern n'est donc à proprement valide que pour des environnements très particuliers, dans lesquels il paraît raisonnable de supposer une grande stabilité des processus (comme dans un casino par exemple). Comment se fait-il donc, puisque cette limitation semble rendre difficile toute application pratique, que ce modèle reste omniprésent en économie ?

2.1.2 Savage

Pour répondre à la question posée, il faut comprendre le but recherché de ces modèles de représentation des préférences dans l'incertain : il s'agit *in fine* de trou-

ver un moyen simple de représenter des préférences et ainsi, d'aider à la décision. Comme modèle de représentation des préférences, il comporte nécessairement un aspect subjectif. Ainsi, l'utilité u définie sur les conséquences introduite ci-dessus représente-t-elle les goûts, éminemment subjectifs, des agents. Dans la construction de vNM, il s'agit là de la seule variable subjective. Pourquoi s'arrêter là? En particulier, pourquoi les croyances elles-mêmes ne seraient-elles pas subjectives? C'est là tout l'intérêt de la construction de Savage.

Savage étend le domaine des choix des agents : ceux-ci n'ont plus à choisir entre des perspectives aléatoires comme chez von Neumann et Morgenstern, mais plutôt entre des décisions dont les conséquences dépendent de la réalisation de l'état de la nature. Un état de la nature est une description exhaustive de toutes les résolutions possibles de l'incertitude. Dans le cadre du changement climatique par exemple, un état de la nature spécifierait le niveau exact des océans, la carte des températures, la pluviométrie etc. *Ex ante*, avant que la décision ne soit prise, l'état qui va se réaliser est inconnu. La construction de Savage est alors très proche de celle de von Neumann et Morgenstern, à ceci près que les probabilités des différents états de la nature ne sont pas *a priori* données. Si l'on veut faire un calcul d'utilité espérée, il va donc falloir faire apparaître des croyances probabilistes à partir des préférences des agents.

La beauté de la construction de Savage est précisément de franchir ce pas et de proposer une axiomatique sur les préférences des agents qui va permettre de révéler d'une part une fonction d'utilité et d'autre part des croyances subjectives. Formellement la construction se présente de la manière suivante. Soit S l'ensemble des états de la nature possibles (recenser ceux-ci est, en pratique, évidemment loin d'être aisé). Une décision d est en fait un vecteur qui précise ce que le décideur perçoit dans chaque état s'il prend cette décision. $d(s)$ est ainsi la conséquence (monétaire ou plus générale) de la décision d dans l'état s . Selon Savage, le décideur préférera la décision d à la décision d' si et seulement si $\sum_{s \in S} p(s)u(d(s)) \geq \sum_{s \in S} p(s)u(d'(s))$.

Cette expression ressemble énormément à celle dérivée par von Neumann et Morgenstern. Ce qui est nouveau est le fait qu'une distribution de probabilités p apparaisse alors qu'elle ne figure nulle part comme donnée exogène du problème de décision. Cette distribution de probabilités est totalement subjective et n'a aucune propriété particulière si ce n'est la cohérence interne de répondre au calcul

des probabilités.

Avec Savage est donc reconnu l'aspect subjectif des croyances personnelles. Mais dans le même temps, est gommée la différence déjà faite par exemple par Keynes et Knight, entre risque et incertain. Dans les deux cas, le décideur se comporte comme s'il choisissait la décision lui donnant le bien-être moyen le plus élevé possible, cette moyenne étant calculée dans un cas avec des probabilités "objectives" et dans l'autre au moyen de probabilités "subjectives". Hormis cette différence, importante, d'interprétation, les deux modèles sont essentiellement identiques quant à leurs propriétés.

2.2 Incertain n'est pas risque après tout

Même si la construction savagienne a permis de réelles avancées notamment en économie, l'intuition de Keynes et Knight, selon laquelle un pari risqué (parier sur un numéro de roulette) n'est pas la même chose qu'un pari incertain (parier sur une course de voitures) reste valable. En gommant cette différence, Savage a certes permis un traitement unifié d'un grand nombre de situations, mais semble également avoir exclu de l'analyse un certain nombre de situations intéressantes, dans lesquelles l'incertitude semble difficilement réductible à une incertitude probabilisée. Le premier à avoir mis ceci en évidence avec force est Ellsberg dans une série d'expériences au début des années 1960. La plus simple de toute est peut être celle dite des "deux urnes". Deux urnes sont présentées au sujet. Dans la première, il y a 50 boules rouges et 50 boules noires. Dans la seconde, il y a 100 boules rouges ou noires, dans une proportion inconnue. On donne alors le choix suivant au sujet. Il a le droit de tirer une boule dans l'une des deux urnes. Si la boule tirée est rouge, il reçoit un certain prix, si la boule est noire il ne reçoit rien. Dans la majorité des cas, le sujet préfère tirer une boule dans la première urne. Si on recommence maintenant l'expérience en disant cette fois au sujet qu'il gagne un prix si la boule qu'il tire est noire, les sujets préfèrent à nouveau tirer dans la première urne. Si l'on veut interpréter cette expérience dans les termes de Savage, le premier choix révèle que les sujets pensent qu'il y a plus de boules rouges dans la première urne que dans la seconde ; alors que le second choix révèle que les sujets pensent qu'il y a plus de boules noires dans la première urne que dans la seconde. Ceci constitue évidemment une contradiction. L'interprétation alternative et plus

intuitive est que les sujets préfèrent parier sur un événement dont ils connaissent la probabilité de succès plutôt que sur un événement dont ils ne sont pas sûrs de la probabilité de succès.

Cette expérience et l'intuition qui sous-tend les résultats observés a conduit à un renouvellement de la recherche en théorie de la décision dans l'incertain. L'une des modélisations qui a à ce jour suscité le plus d'intérêt est celle due à Gilboa et Schmeidler. Ces auteurs se placent dans le cadre de Savage et affaiblissent l'un de ses axiomes, le fameux principe de la chose sûre. Ils ajoutent par ailleurs un axiome dit "d'aversion vis-à-vis de l'incertitude" qui est relativement difficile à interpréter de manière générale.¹ Cet axiome comporte une idée de préférence pour la couverture : on dit qu'une décision peut servir de couverture envers une autre si les résultats des deux décisions évoluent en sens inverse ; si dans les états où la première décision donne beaucoup de revenus la seconde en donne peu et vice versa, alors il est clair que combiner ces deux décisions permet un profil de revenu lissé, que le décideur devrait apprécier. S'appuyant sur ces axiomes, Gilboa et Schmeidler sont ainsi conduits à proposer en 1989 la représentation suivante des préférences : un décideur préfère la décision d à la décision d' si et seulement si

$$\min_{p \in \mathcal{C}} \sum_{s \in S} p(s)u(d(s)) \geq \min_{p \in \mathcal{C}} \sum_{s \in S} p(s)u(d'(s))$$

Deux objets apparaissent dans cette formule : le premier est désormais familier. Il s'agit de la fonction u , transformant les conséquences en utilité. Cette fonction a la même interprétation que dans la construction de von Neumann et Morgenstern ou celle de Savage. Un autre objet, nouveau, apparaît. Il s'agit de l'ensemble \mathcal{C} dont les auteurs font l'interprétation suivante : \mathcal{C} est l'ensemble de croyances formulées par les agents. Ainsi, la généralisation de la théorie de Savage passe ici par la mise à jour non pas d'une probabilité subjective unique mais bien d'un ensemble de probabilités subjectives. La manière dont le décideur traite ensuite cet ensemble de probabilités consiste à faire le calcul de l'espérance d'utilité de la décision par rapport à toutes les probabilités dans \mathcal{C} et de retenir comme évaluation le minimum de ces espérances. Au total, une décision est évaluée par l'utilité moyenne la plus faible au vu de l'ensemble de croyances \mathcal{C} .

¹La construction de Gilboa et Schmeidler étant dans un cadre dit à la Anscombe et Aumann (1963), les conséquences sont en fait des loteries, ce qui complique quelque peu l'interprétation.

Ce résultat a souvent été mal compris. En particulier, il a été souvent “rejeté” comme reflétant une aversion envers l’incertitude beaucoup trop extrême pour être réaliste. Ceci a justifié des efforts (voir Ghirardato, Maccheroni, et Marinacci (2004)) pour généraliser la représentation en proposant un critère plus général s’écrivant de la manière suivante : un décideur préfère la décision d à la décision d' si et seulement si

$$\alpha \min_{p \in \mathcal{C}} \sum_{s \in S} p(s)u(d(s)) + (1 - \alpha) \max_{p \in \mathcal{C}} \sum_{s \in S} p(s)u(d(s)) \\ \geq \\ \alpha \min_{p \in \mathcal{C}} \sum_{s \in S} p(s)u(d'(s)) + (1 - \alpha) \max_{p \in \mathcal{C}} \sum_{s \in S} p(s)u(d'(s))$$

Dans cette formulation α s’interprète comme un paramètre d’aversion vis-à-vis de l’incertitude, le pessimisme paranoïaque étant reflété par $\alpha = 1$ et l’optimisme béat étant reflété par $\alpha = 0$. Pourrait ainsi être pris en compte toute une palette d’attitudes vis-à-vis de l’incertitude.

Une autre contribution récente (Klibanoff, Marinacci, et Mukerji (2005)) a aussi proposé un agrégateur différent que l’opérateur min. Dans leur formalisation, une décision d est évaluée de la manière suivante : $\phi^{-1} [\sum_{s \in S} \mu(s) \phi [\sum_{i=1}^n \pi_s(i)u(d(i))]]$. Dans cette formulation, ϕ est une fonction qui sert à agréger les espérances d’utilité. Il faut comprendre la formule comme une agrégation d’espérance d’utilité (par rapport aux probabilités π_s) via l’espérance de la fonction ϕ (par rapport à la distribution de probabilité μ). On peut donc lire cette formule comme représentant une sorte d’incertitude à deux niveaux, le décideur utilisant une espérance d’utilité au premier niveau (les $\sum_{i=1}^n \pi_s(i)u(d(i))$) et une espérance d’utilité sur ces espérances d’utilité au second niveau (les $\sum_{s \in S} \mu(s)\phi(\cdot)$). Les propriétés de la fonction ϕ sont alors interprétables en termes d’aversion vis-à-vis de l’incertitude de la même manière que les propriétés de la fonction u sont interprétables en termes d’aversion vis-à-vis du risque. Ce modèle a de plus l’avantage de permettre l’utilisation des techniques d’optimisation chères aux économistes. Toutefois, l’apparition de ces deux étages d’incertitude complexifie singulièrement l’interprétation.

Même si ces modèles présentent tous un intérêt indéniable, généralisant et étendant le domaine d’utilisation du modèle initial de Gilboa et Schmeidler, ils restent dans la lignée purement subjectiviste de Savage. Or, c’est cet aspect qui est souvent mal compris dans le modèle de Gilboa et Schmeidler. En particulier, l’opérateur min est difficilement interprétable du fait qu’il porte sur un ensemble, l’ensemble de croyances \mathcal{C} , qui est totalement subjectif. Il paraît donc héroïque

de vouloir conclure que le décideur de Gilboa et Schmeidler est excessivement pessimiste, en l'absence d'une spécification plus précise de ce qu'est cet ensemble \mathcal{C} . Imaginons par exemple que \mathcal{C} soit réduit à un singleton (c'est-à-dire à une mesure de probabilité unique). Alors, le décideur se conforme en fait au modèle savagien d'espérance d'utilité, malgré la présence du min. En l'absence d'un ancrage réel de l'ensemble des croyances, toute interprétation des propriétés du modèle est délicate. La voie de recherche suggérée est alors de faire un certain retour vers une modélisation de type von Neumann Morgenstern, dans laquelle une certaine information serait disponible et prise en compte par les agents, mais, à la différence de vNM, dans laquelle cette information ne serait pas probabiliste.

2.3 Décision en présence d'information non probabiliste

2.3.1 Information et ensemble de probabilités

La critique subjectiviste à l'égard de vNM reposait sur le fait qu'il est peu de domaines dans lesquels il existe des séries de données longues, permettant l'estimation de fréquences fiables d'apparition. En particulier dans le domaine environnemental, il paraît difficile de vouloir forcer une distribution de probabilités à tout prix sur des phénomènes aussi compliqués et débattus que le changement climatique par exemple, ou la nocivité ou non de certains types d'OGM. Est-il cependant impossible de s'appuyer sur des données scientifiques pour circonscrire les évolutions probables du climat ? En d'autres termes, n'existe-t-il pas dans certains domaines, suffisamment de données pour fournir aux décideurs des ensembles de probabilité et non pas une distribution de probabilités précise, comme l'exigent von Neumann et Morgenstern ?

On trouvera dans Henry et Henry (2005) l'analyse de plusieurs cas pour lesquels la science permet de fournir des bornes quant aux incertitudes concevables ; l'un de ces cas étant le cas du changement climatique. Ainsi, dans de nombreux problèmes de décision dans l'incertain une information scientifique, fiable, est disponible. Toutefois cette information est rarement suffisamment fine pour permettre l'estimation de fréquences. C'est évidemment la source même du problème révélé par les expériences d'Ellsberg, dans lesquelles les sujets ont une information leur permettant d'identifier un ensemble de probabilité.

Pour revenir au cas du changement climatique, il est intéressant de lire les

recommandations faites aux auteurs du Groupe Intergouvernemental d'Etude du Changement Climatique(GIECC) en ce qui concerne le traitement de l'incertitude dans leurs évaluations. Moss et Schneider (2000) reconnaissent que le paradigme bayésien (savagien) est un langage formel et rigoureux permettant de communiquer les incertitudes en présence. Les auteurs insistent ensuite sur le fait que les estimations subjectives faites par les experts doivent s'appuyer le plus possible sur des distributions quantitatives. De fait, l'essentiel des recommandations insiste sur la justification des probabilités subjectives que les experts pourraient être amenés à donner. En particulier, en cas de désaccord entre les experts, il est important de faire état de ce désaccord :

“In developing a best estimate, authors need to guard against aggregation of results (...) if it hides important regional or inter-temporal differences. It is important not to combine automatically different distributions into one summary distribution. For example, most participants or available studies might believe that the possible outcomes are normally distributed, but one group might cluster its mean far from the mean of another group, resulting in a bimodal aggregated distribution. In this case, it is inappropriate to combine these into one summary distribution, unless it is also indicated that there are two (or more) “schools of thought”.” Moss et Schneider (2000), p.42.

Remarquons la tension créée entre d'une part les recommandations générales d'utiliser autant que faire se peut le paradigme bayésien et, d'autre part, la volonté de ne pas réduire les désaccords par simple agrégation de jugements (en donnant par exemple la probabilité moyenne selon les différents experts de l'occurrence de tel ou tel événement). En effet, un argument souvent cité en faveur de l'agrégation des données fournies au décideur est précisément que celui-ci manque d'outils formels pour les traiter en vue d'une prise de décision optimale. On peut toutefois considérer le problème inverse : quels sont les outils formels que l'on doit fournir à un décideur pour qu'il puisse traiter d'une information qui viendrait sous la forme d'un ensemble de probabilité. En d'autres termes, existe-t-il un langage formel et rigoureux permettant de communiquer l'incertitude, qui soit toujours utilisable lorsqu'il n'est pas supposé qu'il est toujours possible de former des croyances subjectives probabilistes ?

2.3.2 Un modèle de décision avec information non probabiliste

Une modélisation permettant de répondre à la question précédente par l’affirmative est d’enrichir la construction de Gilboa et Schmeidler, en modélisant explicitement l’information dont dispose le décideur. En particulier, on peut supposer que les préférences portent non plus sur des décisions, mais sur des décisions *et* des ensembles d’information. A titre d’exemple, reprenons l’expérience d’Ellsberg. On peut interpréter les choix observés très simplement : les sujets préfèrent la décision “parier sur rouge avec l’information “la probabilité de tirer une boule rouge est de $1/2$ ” à la décision “parier sur rouge” avec l’information “la probabilité de tirer une boule rouge est comprise entre 0 et 1”. Formellement, il s’agit donc d’étendre l’espace sur lequel portent les préférences pour prendre en compte de manière explicite l’information disponible. Il est alors loisible de modéliser l’attitude d’un décideur par rapport à l’incertitude par la manière dont il apprécie un surcroît d’information permettant de réduire cette incertitude.

Gajdos, Hayashi, Tallon, et Vergnaud (2007) proposent un modèle axiomatique dans lequel un agent préfère toujours agir dans une situation “plus précise”. Dans un cadre spécifique, le critère de décision peut alors s’exprimer de la manière suivante : un décideur préférera la décision d avec l’ensemble d’information \mathcal{P} à la décision d' avec l’ensemble d’information \mathcal{Q} si et seulement si

$$\begin{aligned} \alpha \min_{p \in \mathcal{P}} \sum_{s \in S} p(s)u(d(s)) + (1 - \alpha) \sum_{s \in S} \hat{p}(s)u(d(s)) \\ \geq \\ \alpha \min_{q \in \mathcal{Q}} \sum_{s \in S} q(s)u(d'(s)) + (1 - \alpha) \sum_{s \in S} \hat{q}(s)u(d'(s)) \end{aligned}$$

Dans cette représentation, u est une fonction d’utilité vNM, \hat{p} et \hat{q} sont des probabilités “centrales” pour \mathcal{P} et \mathcal{Q} . Le coefficient α est un indice d’aversion à l’incertitude. Si $\alpha = 0$, le décideur se conforme au modèle d’espérance d’utilité. Si $\alpha = 1$, il met tout le poids sur le scénario probabiliste le pire étant donné la décision envisagée.

Remarquons que l’on peut obtenir avec ce modèle, des résultats de statique comparative intéressants même lorsque le critère est différentiable (c’est-à-dire en dehors des points auxquels les courbes d’indifférence exhibent un coude). Ainsi, les techniques d’optimisation usuelles sont utilisables “presque partout” pour étudier la statique comparative. Ceci est particulièrement important dans le domaine de l’environnement puisque les décisions à prendre sont souvent comonotones (leurs

conséquences aléatoires classent les états dans le même ordre : si une décision donne une conséquence faible dans un état, alors l'autre décision donne également une conséquence faible dans cet état). Dans ce cas, le modèle de croyances multiples revient à évaluer ces deux décisions au moyen d'une espérance d'utilité avec une croyance "stable", qui ne change pas avec la décision. Toutefois, les outils introduits concernant l'impact de l'imprécision de l'information permettent d'aller plus avant dans l'étude des propriétés des solutions optimales, cette dimension étant ignorée dans le critère d'utilité espérée usuel.

En comblant un certain vide dans la littérature entièrement subjectiviste de l'étude du phénomène d'aversion vis-à-vis de l'incertitude, ce modèle devrait permettre une communication plus aisée avec les scientifiques souvent hésitants à adopter la notion de probabilités subjectives.

3 Construction des croyances : le rôle du vécu.

Les modèles exposés jusqu'à présent étudiaient tous de manière axiomatique la représentation des préférences des individus. Le but de l'exercice était d'identifier un certain nombre de principes généraux gouvernant la prise de décision "rationnelle" en environnement incertain. Ces modèles étaient basés essentiellement sur le comportement mis en évidence dans les expériences d'Ellsberg ; comportement qui n'était pas cohérent avec les canons de l'espérance d'utilité. D'autres expériences ont mis en évidence d'autres déviations par rapport à ce modèle de référence. Ces déviations sont souvent associées à une mauvaise compréhension de la situation par les individus plutôt qu'à un comportement délibéré de réaction face à certaines caractéristiques de la situation comme dans les expériences d'Ellsberg. Il s'agit donc plutôt de biais cognitifs, dont la présence est attestée par de nombreuses études psychologiques. Nous présentons ici quelques uns de ces biais et leur influence, ceci au travers de l'étude des comportements d'assurance face aux risques de type catastrophique, c'est-à-dire les risques susceptibles de provoquer de lourdes pertes potentielles avec une petite probabilité.

3.1 Perception des risques et comportements d'assurance

Le fait suivant est maintenant bien documenté : les individus confrontés à des risques de catastrophes naturelles adoptent en général des comportements relativement éloignés des prédictions du modèle d'espérance d'utilité. En particulier, un grand nombre d'individus reste sans assurance face aux risques de catastrophes naturelles, alors qu'ils choisissent par ailleurs de s'assurer contre des petits risques plus fréquents. Ce simple fait est difficilement réconciliable avec des préférences de type von Neumann-Morgenstern et tend à montrer que les individus ont du mal à estimer la fréquence d'événements relativement rares et tendent plus particulièrement à systématiquement la sous-estimer. Un certain nombre d'études de terrain (Schulze, McClelland, Hurd, et Smith (1986)) et d'études expérimentales (McClelland, Schulze, et Coursey (1993), Schade, Kunreuther, et Kaas (2004)) révèlent également l'existence d'une importante dichotomie dans les perceptions et les comportements des individus face aux risques de petites probabilités. Ces contributions attestent que les individus ont soit tendance à ignorer et à traiter comme nulles les faibles probabilités, soit au contraire à les surévaluer de manière considérable. Les sujets émettent ainsi dans leur grande majorité un consentement à s'assurer soit égal à zéro, soit au contraire très largement supérieur à l'espérance de pertes. Ces comportements se retrouvent de manière très concrète dans une série d'épisodes catastrophiques récents. A titre d'exemple la part des dommages assurés n'était que de 10% lors des inondations de l'été 2002 en Europe centrale, 3% lors du séisme de Kobé en 1995, 4% lors du séisme d'Istanbul en 1999, 24% lors des inondations du Mississippi en 1993, 0,75% lors des inondations de 1998 en Chine. Il est donc évident qu'étudier le comportement en matière d'assurance, important en soi, peut aussi nous apporter une compréhension plus fine de la manière dont les individus traitent les informations qu'ils reçoivent. En particulier, s'agissant d'événements importants mais relativement rares, il est possible que le passé, ou plus précisément l'expérience passée de l'individu vis-à-vis du risque joue un rôle significatif dans la formation de ses croyances.

Un certain nombre d'observations empiriques suggèrent l'existence d'une relation entre le vécu des individus et leur perception des faibles probabilité et en conséquence leurs comportements en matière d'assurance. Kunreuther (1996) mentionne différentes études d'opinion réalisées dans l'Etat de Californie avant et après

le tremblement de terre de Loma en 1989. Ces enquêtes révèlent que si 34% des californiens considéraient avant le séisme qu'une assurance contre ce type de risque n'était pas nécessaire, ils n'étaient plus que 5% à être de cet avis un an après la catastrophe. Dans le même temps, 11% des individus qui n'étaient pas encore couverts contre ce type de risque ont souscrit une assurance adéquate suite à ce tremblement de terre. Une étude antérieure indique que plus de la moitié des propriétaires californiens n'étaient pas assurés contre le risque de tremblement de terre et 40% d'entre eux refusaient toujours de s'assurer en dépit de larges subventions à l'assurance. La situation n'a guère changé depuis. Les inondations de l'été 2002 en Europe centrale ont également provoqué une augmentation significative de la demande pour les contrats d'assurance contre le risque inondation. Mais cette hausse est restée relativement modérée si bien qu'à ce jour, les populations qui étaient largement sous-assurées avant les inondations le restent toujours. La réalisation d'événements catastrophiques semble donc infléchir temporairement les comportements sans remettre fondamentalement en cause sur le long terme la faiblesse de la demande d'assurance contre ce type de risque.

Les études expérimentales ayant analysé la relation entre le vécu d'un individu et ses comportements en matière d'assurance apportent des résultats relativement contrastés. Mais dans la plupart des cas, l'analyse de ce lien ne constituait pas l'objectif principal de l'étude mais plutôt un but secondaire. En général, le protocole expérimental n'était donc pas spécifiquement conçu pour étudier une telle relation. Il est ainsi possible que cette diversité de méthodes et de procédures puisse être à l'origine d'une telle variété de résultats. Nous allons maintenant présenter les résultats de ces différentes études.

Un certain nombre d'expériences atteste d'une influence significative du vécu des individus sur leur consentement à s'assurer. Cependant, le sens de cette influence demeure indéterminé. Kunreuther et al (1978) réalise une série d'entretiens qualitatifs individuels visant à identifier les principaux déterminants de la demande d'assurance contre les risques de catastrophes naturelles. Il ressort de ces différents entretiens que la possibilité qu'un individu souscrive une assurance "catastrophes naturelles" dépend du fait qu'il ait été personnellement touché ou non dans le passé par de tels risques. Ce premier résultat suggère donc une corrélation positive entre l'existence de pertes passées et la propension à s'assurer.

Camerer et Kunreuther (1989) analysent également l'effet des pertes passées sur

les consentements à payer pour obtenir une assurance. Les sujets sont confrontés au cours de leurs expériences à un risque répété et indépendant de pertes. Les résultats obtenus indiquent une indépendance entre les pertes passées et les offres d'achat pour acquérir un contrat d'assurance. Les sujets semblent donc percevoir les pertes comme étant statistiquement indépendantes, et ne modifient pas leurs décisions au gré de leur vécu. Il est cependant possible que ces résultats soient dû en partie à un biais d'échantillonnage dans la mesure où les sujets ont été recrutés exclusivement parmi des étudiants déjà avancés dans l'étude des sciences économiques et de la théorie de la décision. Ceci est susceptible d'expliquer en partie la remarquable "rationalité" observée dans les réponses des sujets.

L'influence du vécu vis-à-vis du risque sur les comportements d'assurance est en revanche constatée dans le cadre d'autres études expérimentales. McClelland, Schulze, et Coursey (1993) constatent une diminution du désir de s'assurer au cours du temps lorsque qu'un risque de très faible probabilité (0.01) ne se produit pas. Ils émettent ainsi l'hypothèse selon laquelle l'absence de pertes passées incite les individus à adopter une attitude insouciant à l'égard du risque. En ayant le sentiment de pouvoir échapper au risque, les sujets se révèlent moins enclins à demander une assurance.

Biais de disponibilité ?

Les sujets de leur étude adoptent ici un comportement proche de celui décrit par la théorie du "biais de disponibilité" (*availability bias*) au sens de Tversky et Kahneman (1973a). Le biais de disponibilité résulte d'une heuristique employée par les individus afin de simplifier l'évaluation de la vraisemblance d'un événement aléatoire. Selon cette théorie, la réalisation d'un événement aléatoire paraît d'autant plus probable pour un individu que celui-ci se remémore avec facilité et rapidité les détails et circonstances de cet événement. Cette évocation est plus forte lorsque l'individu a personnellement été témoin et / ou acteur de l'événement passé. Le biais de disponibilité conduit donc à une surestimation des fréquences des événements vécus dans un passé récent, et à une sous estimation des fréquences des événements n'ayant pas été éprouvés récemment par l'individu. La théorie du biais de disponibilité implique donc une corrélation positive entre la réalisation de pertes passées et le consentement à s'assurer.

ou Gambler's Fallacy ?

En revanche, la survenance du risque après une longue période de calme modifie

radicalement l'attitude des sujets de l'étude de McClelland. Ces derniers prennent conscience que le risque jugé improbable auparavant devient possible. Après cette réalisation inattendue du risque, le retour à une succession de périodes favorables suscite alors un effet inversé sur les comportements d'assurance. Le fait que le risque ne se soit pas encore reproduit semble accroître la probabilité qu'il survienne à nouveau dans un futur proche. L'absence de pertes passées incite alors les sujets à davantage de prudence et accroît l'attrait de l'assurance. Ce type de comportement correspond à l'hypothèse de *gambler's fallacy* (superstition du turfiste ou encore *representativeness*) au sens de Tversky et Kahneman (1973b).

Cet effet découle de ce que les auteurs appellent "une croyance dans la loi des petits nombres". Les individus ont tendance à surestimer la représentativité d'un petit échantillon issu d'une population mère. Lorsque les caractéristiques d'un échantillon progressivement dévoilé diffèrent significativement des caractéristiques de la population mère, l'individu espère qu'un réajustement imminent viendra réduire cet écart. L'effet *gambler's fallacy* est donc susceptible d'apparaître lors de l'estimation des conséquences d'une succession de tirages aléatoires pourtant totalement indépendants. Le fait que les fréquences empiriquement observées dans le passé diffèrent des fréquences théoriques conduit l'individu à penser que les prochaines réalisations de l'aléa réduiront cette différence. Il s'agit bien d'une croyance dépourvue de fondements rationnels puisque l'individu ne perçoit pas comme indépendants des événements qui le sont en réalité.

Biais de disponibilité vs gambler's fallacy.

Il est important de remarquer que l'hypothèse de *gambler's fallacy* conduit à des résultats exactement inversés par rapport à l'hypothèse du biais de disponibilité mentionnée auparavant. Contrairement à la théorie du biais de disponibilité, l'hypothèse de *gambler's fallacy* implique en effet une corrélation négative entre la réalisation de pertes dans un passé récent et le consentement à s'assurer.

McClelland, Schulze, et Coursey (1993) remarquent également l'existence d'une structure bimodale dans les consentements à payer pour s'assurer : certains individus émettent un consentement à payer extrêmement élevé alors que d'autres expriment un consentement proche de zéro. Il est alors possible que cette hétérogénéité dans les réponses soit due à la diversité des vécus individuels à l'égard du risque. Ganderton, Brookshire, McKee, Stewart, et Thurston (2000) observent quant à eux dans leur étude expérimentale une relation entre les pertes passées et les com-

portements d'assurance fortement dominée par un effet *gambler's fallacy*. Les sujets de l'étude de Ganderton perçoivent ainsi le risque de pertes comme d'autant plus probable qu'il ne s'est pas encore produit dans le passé. La demande d'assurance dépend alors positivement de l'absence de pertes passées. Inversement, le fait d'avoir subi personnellement des pertes dans le passé diminue la probabilité de souscrire par la suite une assurance. Sous l'hypothèse de *gambler's fallacy*, le fait qu'un risque rare puisse se produire plus d'une fois dans un court laps de temps constitue en effet un scénario hautement improbable pour les individus. Dans ces conditions, la survenance de pertes s'accompagne d'une diminution des incitations à s'assurer à la période suivante.

3.2 Une expérience originale

3.2.1 Protocole expérimental

L'expérience de Papon (2004) ne vise pas à identifier un niveau absolu d'assurance qui serait transposable à des situations concrètes du monde réel. Son but consiste plutôt à identifier les variables susceptibles d'expliquer des modifications relatives du consentement à s'assurer et en filigrane, la manière dont les agents révisent leurs croyances à la suite d'information. Il s'agit de déterminer dans quelle mesure le consentement à s'assurer dépend d'une part de la durée de la période d'engagement dans une décision face au risque, d'autre part de l'historique des réalisations passées du risque. Dans cette perspective, le protocole expérimental repose sur l'élaboration de deux traitements différents notés respectivement C et L. Ces deux traitements possèdent beaucoup de caractéristiques communes et se distinguent uniquement par la modification de la durée de la période d'engagement. Chacun des traitements se compose d'une séquence de douze périodes successives. Les sujets reçoivent au début de chaque période une dotation initiale de 100 Euros qu'ils sont susceptibles de perdre intégralement avec une petite probabilité. La probabilité de perte est clairement spécifiée et fixée à $p = 0.04$ et est la même à chaque période. Les périodes sont indépendantes les unes des autres. Les risques de pertes sont donc totalement indépendants d'une période à l'autre. Les sujets ont la possibilité d'assurer une proportion plus ou moins importante de leur dotation initiale en choisissant parmi plusieurs polices d'assurance facultatives. En considérant les changements éventuels de richesses par rapport à la situation ini-

tiale, les sujets se retrouvent donc confrontés au cours de chaque période à une loterie de la forme suivante : avec probabilité $(1 - p)$ le sinistre ne s'est pas réalisé et les sujets ont donc "perdu" leur prime, notée $\alpha\Pi$ où α est le taux de couverture du contrat de coassurance souscrit et Π le montant de la prime d'assurance totale ; avec probabilité p , les sujets subissent le sinistre d'un montant L , paient la prime $\alpha\Pi$ et sont remboursés du montant αL . Les sujets n'ont pas la possibilité d'assurer les sommes accumulées au cours des périodes précédentes. Ainsi, le montant maximum assurable reste toujours le même à chaque période, indépendamment des résultats obtenus aux périodes antérieures.

Cinq polices d'assurance sont proposées : trois polices d'assurance partielle (à hauteur de 50%, 70% et 90%), un contrat d'assurance totale et enfin pas d'assurance. Dans le traitement de type C, les choix que font les sujets ne les engagent que pour une seule période. Les risques périodiques sont donc considérés les uns après les autres de manière successive et indépendante. Les sujets sont ainsi poussés à adopter une vision de court terme du problème de décision. La durée de la période d'engagement se limite en effet à une seule période. En revanche, les sujets participant au traitement de type L sont incités à se placer dans une optique de plus long terme du fait de l'allongement de la durée de la période d'engagement qui est de quatre périodes. Ceci signifie en particulier que la même proportion de la richesse est assurée sur quatre périodes, sans possibilité de modifier le contrat à la suite des réalisations observées. Il s'agit ainsi d'essayer de manipuler la période d'évaluation des sujets en modifiant la durée de leur période d'engagement en fonction de leur traitement d'appartenance.

Il est important de remarquer que selon le modèle d'espérance d'utilité les deux traitements devraient être équivalents, du fait notamment de l'hypothèse d'invariance procédurale. Les tirages à chaque période étant indépendants, les sujets n'ont pas lieu de réviser leur croyances (et donc leur comportement) d'une période sur l'autre.

3.2.2 Des résultats en accord avec les faits stylisés

A l'aide de cette expérience, Papon (2004) met en évidence un certain nombre de faits :

1. La durée de la période pendant laquelle les individus s'engagent à conserver

la même décision d'assurance exerce une influence significative sur leur propension à s'assurer. En particulier, un allongement de la durée de la période d'engagement tend à augmenter la propension à s'assurer des individus. Ceci est incompatible avec le modèle d'espérance d'utilité.

2. Il existe une bimodalité dans la distribution de fréquence des choix d'assurance des sujets. Les options assurance totale et assurance nulle sont choisies dans la majorité des cas. Ce phénomène de bimodalité constaté dans cette étude et celle de McClelland, Schulze, et Coursey (1993) a également été observé dans le cadre de nombreuses enquêtes de terrain. De nombreuses autres enquêtes ont eu pour objectif d'évaluer la perception des individus face à des risques environnementaux tels que le risque de stockage de substances toxiques, le risque d'irradiation naturelle liée au radon, le risque d'accident industriel ou nucléaire, etc. L'ensemble de ces études révèle en général l'existence de deux types de comportements dominants et antagonistes, cohabitant simultanément au sein d'une même population. Soit les individus ont tendance à négliger le risque en considérant la probabilité d'occurrence comme trop petite pour être prise en considération, soit les individus se révèlent extrêmement sensibles au risque et ont une perception excessive du danger. Ces deux attitudes différentes proviendraient d'un même processus cognitif d'ancrage et d'ajustement (anchoring and adjustment). Le point d'ancrage serait simplement différent selon les individus : taille de la perte potentielle pour certains, niveau de la probabilité de perte pour d'autres.

3. Le mode dominant est différent selon les traitements : alors que l'assurance totale est le mode dominant du traitement L, l'assurance nulle est le mode dominant du traitement C. De plus, la bipolarisation des choix en faveur de l'assurance totale ou de l'assurance nulle s'explique davantage par la présence de différences inter individuelles significatives, plutôt que par l'existence d'une volatilité intra individuelle des comportements.

Dans le traitement C, 33,3 % des sujets s'assurent toujours et manifestent une aversion au risque cohérente et constante. D'un autre côté, 27,4 % des sujets ne s'assurent quasiment jamais (i.e. sur deux périodes au plus), adoptant une attitude de négligence cohérente et constante à l'égard du risque. Il est possible de classer les 39,3 % de sujets restants de la manière suivante : 12,1 % des sujets ont un comportement cohérent avec l'hypothèse de *gambler's*

fallacy dans la mesure où leur propension à s'assurer augmente au cours du temps suite à la non-réalisation prolongée du risque. Le croisement effectué entre les choix d'assurance de ces sujets et le questionnaire de debriefing de fin d'expérience révèle en effet que ces sujets épargnés depuis toujours ou suffisamment longtemps estiment le risque "de plus en plus probable" au fil du temps. 15,1 % des sujets ont un comportement cohérent avec l'hypothèse de biais de disponibilité en augmentant leur assurance après réalisation du risque ou en renonçant à l'assurance après la non réalisation prolongée du risque. Enfin, 12,1 % des sujets oscillent au cours du temps entre assurance et non-assurance alors qu'ils sont toujours épargnés, incapables d'arbitrer entre "petite probabilité" et "lourde perte" et de maintenir un choix stable et constant. Dans le cas du traitement L, 61,3 % des sujets s'assurent toujours et manifestent une aversion au risque cohérente et constante. D'un autre côté, 12,9 % des sujets ne s'assurent jamais, adoptant une attitude de négligence cohérente et constante à l'égard du risque. Il est possible de classer les 25.8 % de sujets restants de la manière suivante : 9,8 % des sujets ont un comportement cohérent avec l'hypothèse de *gambler's fallacy* dans la mesure où soit leur propension à s'assurer augmente suite à la non-réalisation prolongée du risque, soit leur propension à s'assurer diminue suite à la réalisation du risque. 12,9 % des sujets ont un comportement cohérent avec l'hypothèse de biais de disponibilité en augmentant leur assurance après réalisation du risque. Enfin, 3,1 % des sujets oscillent au cours du temps entre assurance et non-assurance alors qu'ils sont toujours épargnés.

4. Le type de traitement (C ou L) exerce une influence significative sur la perception subjective des probabilités de pertes par les individus. Alors que les sujets du traitement C tendent à sous-estimer le risque de perte d'après leur déclaration au questionnaire de debriefing, les sujets du traitement L semblent avoir une perception du risque relativement exacte en moyenne. L'ensemble des sujets de l'étude expérimentale connaissait la probabilité objective de pertes au cours d'une période qui est égale à 0.04. Les sujets du traitement L qui devaient s'engager par bloc de quatre périodes disposaient d'une information supplémentaire par rapport aux sujets du traitement C. Ils étaient en effet informés des probabilités d'être toujours épargné, d'être touché une fois, et d'être touché deux fois et plus au cours de quatre

périodes consécutives. Une question intéressante est alors de savoir si la modification de la durée d’engagement et/ou l’information probabiliste additionnelle contribue à modifier la perception du risque sur l’ensemble des douze périodes. Dans cette perspective, il était demandé aux sujets lors du questionnaire de debriefing d’estimer quel était selon eux à l’issue des douze périodes, le pourcentage de chances d’avoir été toujours épargné, celui d’avoir été touché une fois, et celui d’avoir été touché deux fois et plus. Les résultats de l’expérience indiquent que les sujets du traitement C ont tendance à sous-estimer le risque de pertes sur un horizon de douze périodes. En effet, ils sous-évaluent la possibilité d’être touchés au moins une fois sur douze périodes et surévaluent la possibilité d’avoir été toujours épargnés. Les sujets de traitement L ont en revanche une perception du risque moyenne et médiane beaucoup plus proche des probabilités objectives du risque. La sous estimation du risque semble alors disparaître.

5. Le modèle d’espérance d’utilité a un pouvoir prédictif plus faible que le modèle dual de Yaari (1987), dans lequel les individus ne traitent pas les probabilités de manière linéaire. Nous reviendrons sur ce modèle dans la prochaine section.
6. Les principales variables explicatives de la demande d’assurance à la période t sont les suivantes : la demande d’assurance à la période $t - 1$, le risque perçu, l’existence de réalisations du risque antérieure à la période $t - 1$. L’impact du vécu sur les choix d’assurance est davantage ambigu et dépend du type de traitement. La variable “réalisation du risque en $t - 1$ ” n’exerce pas d’influence globalement significative dans les deux traitements. Plusieurs raisons expliquent cette absence apparente de corrélation. Premièrement, la cohabitation des effets *gambler’s fallacy* et biais de disponibilité au sein d’une même population réduit les possibilités d’observer une corrélation au niveau global. Ces deux effets impliquent en effet des réactions dans des sens opposés, certains sujets augmentant leur assurance après réalisation du risque, d’autres la diminuant. Deuxièmement, les sujets étaient pour la plupart déjà à des niveaux d’assurance minimum ou maximum au moment où ils ont été touchés, du fait de la polarisation des choix évoquée précédemment. Les possibilités de réaction à la hausse ou à la baisse de ces sujets suite à la réalisation du risque étaient donc limitées. Les sujets déjà à un niveau d’assurance maxi-

mum ne pouvaient pas accroître encore davantage leur demande d'assurance, et ceux situés à un niveau d'assurance minimum n'étaient pas en mesure de diminuer leur demande.

En revanche, il existe une corrélation statistiquement significative au seuil d'erreur de 5 % entre la variable "réalisation du risque avant $t - 1$ " et le choix d'assurance réalisé en t . Cependant, le signe de cette corrélation est différent selon le traitement : corrélation positive dans le cas du traitement C, corrélation négative dans le cas du traitement L. La corrélation négative dans le traitement L s'explique par une effet *gambler's fallacy* de court terme dominant comme le confirment les réponses des sujets au questionnaire de debriefing. Dans le cas du traitement C, la corrélation positive s'explique par la conjugaison d'un effet *gambler's fallacy* de plus long terme (les sujets touchés il y a longtemps et épargnés depuis estiment que le risque va revenir) et un effet biais de disponibilité classique.

3.3 Une modélisation de la dépendance au vécu

L'étude expérimentale précédente, ainsi que d'autres trouvent dans le vécu des agents une explication des comportements d'assurance contre les catastrophes naturelles qui s'écartent des prédictions standard du modèle d'espérance d'utilité. Plus précisément, ils mettent en évidence deux effets (disponibilité et *gambler's fallacy*) qui suffisent à eux seuls pour expliquer les choix extrêmes d'assurance face aux catastrophes naturelles.

Ces types de biais sont loin d'être spécifiques au contexte d'assurance, bien au contraire. Ils ont été d'abord repérés dans les comportements des joueurs de casino et s'appliquent aussi à des choix de portefeuilles boursiers. Considérés sous leur forme générale, ces biais signifient que ce qui est pertinent pour le choix d'une décision dans l'incertain ne se réduit pas aux caractéristiques de la décision elle-même, c'est-à-dire à ses conséquences possibles dans les différents états de la nature, mais que le contexte dans lequel la décision est prise importe aussi. Ce contexte peut être multiforme : il peut correspondre à l'expérience qu'a accumulée l'agent s'il a déjà eu à faire face à ce contexte de décision (il s'agit alors de son vécu comme dans le cas de l'assurance), mais aussi à des facteurs externes, indépendants de la décision considérée comme l'état de santé ou même la conjoncture économique

ou sociale. Ainsi, le fait d'être malade ou en bonne santé peut avoir un impact non seulement sur les décisions de traitement ou de prévention, mais aussi sur d'autres décisions dans l'incertain comme les placements sur les marchés financiers ou l'achat d'un bien immobilier.

Intégrer cet aspect dans la modélisation des décisions permet de rationaliser des décisions qui paraissent incohérentes au vu des critères existants car correspondant à des préférences instables. L'objectif de l'article de Cohen, Etner, et Jeleva (2007) est de déterminer les hypothèses (axiomes) sur les préférences des agents qui sont compatibles avec une fonction de représentation des choix qui dépend du vécu des agents. Plus précisément, il s'agit de prendre comme point de départ un modèle de représentation des préférences classique et de modifier le système axiomatique sous-jacent pour prendre en compte une dimension supplémentaire, correspondant au vécu des agents. Dans un premier temps, les choix sont considérés à une date donnée, le modèle est ensuite étendu à un contexte de choix intertemporel.

Le modèle de référence choisi est le modèle d'espérance d'utilité dépendant du rang dans le risque, proposé par Kahneman et Tversky (1979), Quiggin (1982) et Yaari (1987). Le contexte de risque est préféré ici (par rapport à l'incertain) car il permet de bien séparer l'influence "psychologique" du vécu de son éventuelle influence "objective" via une révision des croyances. Le modèle d'espérance d'utilité dépendant du rang utilisé ajoute à la prise en compte non linéaire standard de la richesse, une prise en compte non linéaire des probabilités ce qui le rend capable de rendre compte des comportements inexplicables par le modèle d'espérance d'utilité (paradoxe d'Allais). Par ailleurs, il permet une séparation entre l'aversion pour le risque et l'utilité pour la richesse dans le certain (représentées par une même fonction dans le modèle d'espérance d'utilité), ainsi qu'une séparation entre l'aversion faible et forte pour le risque. Les préférences y sont caractérisées par deux fonctions : une fonction d'utilité transformant les différents niveaux de richesse et une fonction de transformation des probabilités décumulées.

Plus précisément, un décideur préfère la décision d , correspondant au profil de conséquences x_1 obtenu avec une probabilité p_1 , x_2 avec une probabilité p_2 , ..., x_n avec probabilité p_n à la décision d' , correspondant au profil de conséquences y_1 obtenu avec une probabilité q_1 , y_2 avec une probabilité q_2 , ..., y_n avec probabilité

q_n (avec $x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n$ et $y_1 \leq y_2 \leq \dots \leq y_n$) si et seulement si :

$$\sum_{i=1}^n \left[\varphi\left(\sum_{j=i}^n p_j\right) - \varphi\left(\sum_{j=i+1}^n p_j\right) \right] u(x_i) \geq \sum_{i=1}^n \left[\varphi\left(\sum_{j=i}^n q_j\right) - \varphi\left(\sum_{j=i+1}^n q_j\right) \right] u(y_i)$$

ou, de manière équivalente, si et seulement si :

$$u(x_1) + \sum_{i=2}^n \varphi\left(\sum_{j=i}^n p_j\right) (u(x_i) - u(x_{i-1})) \geq u(y_1) + \sum_{i=2}^n \varphi\left(\sum_{j=i}^n q_j\right) (u(y_i) - u(y_{i-1})) \quad (1)$$

Une décision est ainsi évaluée par l'utilité de sa plus mauvaise conséquence à laquelle s'ajoutent les accroissements possibles d'utilité, pondérés par leurs probabilités transformées.

Dans le modèle de Cohen, Etner, et Jeleva (2007), les préférences des agents ne sont plus exprimées uniquement sur des décisions, mais sur des couples (décision, état). A ce stade, l'état résume tous les éléments extérieurs à la décision (état de santé, accident etc.) et qui peuvent influencer le choix, dont le vécu. L'axiomatique est enrichie et adaptée pour représenter des préférences sur des couples (d, e) où d est une décision et e un état possible de l'agent. Le critère obtenu est le suivant : un agent préfère une décision d dans l'état e à une décision d' dans l'état e' si et seulement si :

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n \left[\varphi\left(\sum_{j=i}^n p_j, e\right) - \varphi\left(\sum_{j=i+1}^n p_j, e\right) \right] u(x_i, e) \\ \geq \\ \sum_{i=1}^n \left[\varphi\left(\sum_{j=i}^n q_j, e'\right) - \varphi\left(\sum_{j=i+1}^n q_j, e'\right) \right] u(y_i, e') \end{aligned}$$

Il devient alors possible d'expliquer les comportements d'individus qui achètent un contrat d'assurance après l'annonce dans les medias d'un sinistre alors qu'ils ne se sont pas assurés pendant des années.

Dans la représentation des préférences ci-dessus, aussi bien la perception du risque (caractérisée par φ) que la perception de la richesse (caractérisée par u) dépendent de l'état. Il est cependant possible que l'état n'influence qu'une seule des deux fonctions. Ainsi, l'occurrence d'un sinistre a plus de chances d'influencer la perception de la probabilité de sinistre alors que la maladie peut avoir un impact sur la satisfaction qu'apporte la richesse plutôt que sur la perception du risque. Ces deux cas particuliers sont obtenus par des hypothèses supplémentaires sur la

relation de préférences des agents : (i) si l'ordre des conséquences est le même pour tout état, seule la perception du risque φ dépend de l'état et (ii) lorsque l'état influence uniquement les préférences sur les conséquences, seule la fonction d'utilité u dépend de l'état.

Lorsque l'état correspond au vécu des agents, pour bien saisir son influence sur les modifications éventuelles des décisions, il est nécessaire, après avoir modélisé les comportements à un point du temps, d'étudier les décisions dans un cadre intertemporel. Afin de contourner les problèmes d'incohérence temporelle que peuvent générer les modèles dépendant du rang, le modèle de base utilisé est un modèle récursif dans la lignée de Kreps et Porteus (1978). L'avantage de ce type de modèle est d'introduire plus de flexibilité dans la modélisation des décisions séquentielles, permettant d'une part de dissocier l'aversion pour le risque et la substitution intertemporelle et d'autre part d'introduire une préférence pour la résolution avancée ou retardée de l'incertitude. Plus précisément, les préférences des agents sont caractérisées par deux suites de fonctions d'utilité : à chaque date, l'utilité dépend de l'utilité espérée future. La courbure de la fonction d'utilité courante par rapport à l'utilité espérée future caractérise les préférences vis-à-vis de la date de résolution de l'incertain. Ce type de représentation des préférences permet aussi d'affaiblir la relation entre aversion pour le risque et substitution intertemporelle.

Contrairement au modèle de base, où l'aversion pour le risque est caractérisée par une fonction d'utilité classique et le passé des agents ne correspond qu'à une suite de paiements monétaires, résultant des décisions passées et des états de la nature réalisées, dans l'extension proposée par Cohen, Etner, Jeleva (2007) sont introduits : (i) une perception du risque non linéaire et (ii) le vécu des agents, caractérisé par une suite d'événements qui peuvent être plus ou moins déconnectés de la décision considérée (pour une décision d'assurance, le vécu peut être un historique de sinistres ou une suite d'états de santé). Pour obtenir une représentation des préférences intertemporelles dépendant du vécu, on suppose que les préférences à chaque date t sont représentées comme ci-dessus où l'état e correspond au vécu jusqu'à la date t . L'axiome de cohérence dynamique de Kreps et Porteus (1978) est aussi modifié de manière à porter sur les états et non plus sur les paiements. Plus précisément, il garantit que, si à une date t donnée et pour un vécu e_t , un décideur prévoit que si lorsque e_{t+1} se réalise en $t + 1$ il préfère une décision d à une décision d' , à la date $t + 1$, si e_{t+1} se réalise effectivement, il préférera d à d'

(avec ses préférences de la date $t + 1$).

Le modèle de décision ainsi construit permet de mieux comprendre l'évolution des croyances des agents et de rendre rationnelles des décisions qui autrement paraissent dynamiquement incohérentes. Il devient ainsi possible d'évaluer l'efficacité des décisions des agents en prenant en compte cet aspect nouveau et de décider de la pertinence ou non d'une intervention publique en cas d'inefficacité. Le problème que pose l'évaluation de l'efficacité réside dans la définition du critère de bien-être social : doit-il être basé sur les informations et perceptions individuelles du risque ou doit-il refléter les préférences et informations sur le risque dont disposent les autorités publiques ?

L'article Cohen, Etner, et Jeleva (2005) est une première application des modèles proposés ci-dessus aux décisions d'assurance contre les catastrophes naturelles sur une période. Plus précisément, l'objectif de cet article est d'étudier la demande d'assurance d'individus qui diffèrent par leur perception du risque (différence qui peut s'expliquer soit par une différence dans leur vécu, soit par une différence dans l'influence de ce vécu sur la perception du risque) et de proposer et analyser un système d'intervention publique, dont l'objectif est d'inciter les individus à choisir un montant de couverture optimal (correspondant à la distribution de probabilité des sinistres estimée à partir des données historiques). Compte tenu des coûts importants d'une catastrophe pour les autorités publiques (l'État est l'assureur en dernier ressort et prend donc en charge les pertes non assurées), l'introduction d'un système incitatif est proposée : il s'agit de subventionner les compagnies d'assurance afin qu'elles puissent baisser les primes d'assurance de façon à inciter les individus à accroître leur couverture pour ce type de risque (ceci correspond au système appliqué dans certains Etats américains pour la couverture des risques d'inondation). Dans l'article, il est supposé que la population est composée de deux types d'individus qui diffèrent par leur perception du risque : les pessimistes (qui sur-estiment la probabilité de sinistre) et les optimistes (qui la sous-estiment). Deux cas sont considérés : (i) dans le premier, le gouvernement observe parfaitement le type des individus (ce qui peut être réalisé par des enquêtes de consommation ou des expériences psychologiques) et peut donc proposer des subventions (positives ou négatives) différenciées alors que dans le deuxième cas (ii), seule la distribution des types dans la population est observable et la subvention est uniforme.

Les résultats montrent que, conformément à l'intuition, lorsque les subventions sont différenciées, la subvention appliquée à la prime d'assurance des optimistes est positive (leur prime baisse) et celle des pessimistes est négative (leur prime augmente). De plus, les subventions sont des fonctions monotones croissantes de l'écart entre probabilité de sinistre perçue et probabilité objective. Concernant la subvention unique, elle se situe entre les deux subventions différenciées et augmente avec la proportion des optimistes.

4 Préférences incomplètes : le rôle de l'information donnée au décideur

Jusqu'à présent, nous nous sommes interrogés sur la perception de l'incertitude par les agents et sur la manière dont ceux-ci prennent leur décision en fonction de certaines caractéristiques de cette incertitude. La première section étudiait de manière abstraite le traitement général de l'incertain par les agents, tandis que la seconde section se concentrait de manière plus concrète sur les choix d'assurance dans un environnement risqué. Une hypothèse commune aux deux sections était que les agents étaient précisément toujours capable d'opérer ces choix sans problème, en ce sens qu'ils sont toujours capables de comparer les alternatives proposées. Dans cette section nous remettons en cause cette hypothèse et admettons comme hypothèse de travail que les préférences sont susceptibles d'être incomplètes.

4.1 Effets de cadrage dans le risque : *Prospect Theory* ou préférences incomplètes ?

4.1.1 Effets de cadrage

Le cadre d'une décision (ou *decision frame*) tel que défini par Kahneman et Tversky (1981) consiste en tous les éléments perçus comme importants par l'individu pour opérer un choix dans une situation donnée :

“The decision frame [is] the decision maker's conception of acts, outcomes, and contingencies associated with a particular choice. (...) The frame that a decision maker adopts is controlled partly by the formu-

lation of the problem and partly by the norms, habits, and personal characteristics of the decision maker.”

Dans le scénario choisi par Tversky et Kahneman pour illustrer l’effet de cadrage, à savoir le fait que deux descriptions logiquement identiques mais sémantiquement différentes d’un même problème conduit à des choix différents, les sujets reçoivent l’information suivante :

Imaginez que les Etats-Unis se préparent contre la dissémination d’un virus asiatique jusqu’alors inconnu, dont on s’attend à ce qu’il fasse 600 morts. Deux programmes alternatifs contre ce virus sont proposés.

A ce stade certains sujets devaient choisir entre le programme A ou le programme B, décrits de la manière suivante :

- si le programme A est adopté, 200 personnes survivront
- si le programme B est adopté, il y a une probabilité de $1/3$ que les 600 individus seront sauvés, et $2/3$ qu’aucun individu ne sera sauvé.

Etait alors proposé aux autres sujets un choix entre le programme C ou le programme D, décrits de la manière suivante :

- si le programme C est adopté, 400 personnes mourront
- si le programme D est adopté, il y a une probabilité de $1/3$ qu’aucun individu ne mourra, et $2/3$ que tous les individus mourront.

Quand on leur demande de choisir entre A ou B, 72% des sujets choisissent A. En revanche, quand on leur demande de choisir entre C ou D, 78% des sujets choisissent D.

Etant donné que les conséquences des programmes A et C sont identiques, on assiste là à un phénomène de “renversement des préférences” : la description différente des alternatives entraîne un changement dans le choix des sujets.

L’explication classique de l’effet de cadrage lorsque les sujets doivent choisir entre des alternatives risquées est associée à la Prospect Theory de Kahneman et Tversky. Selon cette théorie, l’utilité d’une alternative a trois attributs majeurs :

- ce qui compte n’est pas la “valeur absolue” de la conséquence, mais sa valeur relative, mesurée par rapport à un point de référence, qui sert à identifier ce qui est perçu comme gains et ce qui est perçu comme pertes (le point de référence étant “neutre”),

- la fonction d'utilité est concave dans le domaine des gains et convexe dans le domaine des pertes,
- la pente de la fonction d'utilité est plus forte dans le domaine des pertes que dans le domaine des gains.

L'effet de cadrage est alors expliqué ainsi : la description des alternatives modifie le point de référence de telle manière que la classification en termes de gains et de pertes est affectée, ce qui conduit à une différence dans l'attitude vis-à-vis du risque. Les sujets se comportent comme des adversaires du risque pour les gains, tandis qu'ils ont du goût pour le risque dans le domaine des pertes.

Deux critiques peuvent être formulées à l'égard de cette théorie. En premier lieu, la notion de point de référence n'est pas totalement claire d'un point de vue théorique : il semble raisonnable de penser qu'il dépend des caractéristiques du problème mais aussi des préférences de chacun. Supposer que le point de référence est exogène et le même pour tout le monde semble alors extrêmement réducteur. Mais s'il dépend des préférences, alors il conviendrait d'endogénéiser, du moins partiellement, la détermination de ce point de référence. En second lieu, la Prospect Theory tente de "rationaliser" un phénomène qui repose apparemment sur l'incapacité des sujets à percevoir comme identique deux choix logiquement équivalents mais décrits différemment. Une modélisation explicite de ces deux phénomènes semble possible, vers laquelle nous nous tournons maintenant.

4.1.2 Une modélisation en termes de préférences incomplètes

Une modélisation alternative développée par Giraud (2005) permet d'expliquer l'apparition d'effets de cadrage comme conséquence d'une hypothèse plus fondamentale, à savoir la possible incomplétude des préférences. Plus précisément, considérons une relation de préférences "invariante" en ce sens qu'elle représente un classement des alternatives invariant à leur description. Cette relation de préférences est incomplète dès lors qu'il existe un effet de cadrage, puisque dans ce cas, deux alternatives seront classées différemment selon la description qui en est faite. Dans ce dernier cas, puisqu'il n'y a pas unanimité des préférences sur le classement des alternatives en question, il n'est pas possible de donner un ordre complet sur celles-ci.

Giraud (2005) axiomatise la représentation suivante des préférences. En reprenant les notations introduites dans la section 2.1.2, S est l'espace des états du

monde et d une décision, qui spécifie une conséquence $d(s)$ dans chaque état. Supposons qu'une distribution de probabilités soit donnée sur S . Un décideur préférera la décision d à la décision d' si et seulement si

$$a(d) \min_{u \in \mathcal{U}} \sum_{s \in S} p(s) u(d(s)) + (1 - a(d)) \max_{u \in \mathcal{U}} \sum_{s \in S} p(s) u(d(s)) \\ \geq \\ a(d') \min_{u \in \mathcal{U}} \sum_{s \in S} p(s) u(d'(s)) + (1 - a(d')) \max_{u \in \mathcal{U}} \sum_{s \in S} p(s) u(d'(s))$$

Cette formule ressemble à celles proposées dans la section 2.2, mais son interprétation en est radicalement différente. Notons tout d'abord que les minimum et maximum sont pris sur des ensembles de fonction d'utilité \mathcal{U} et non sur des ensembles de croyances. En l'absence d'effet de cadrage, l'ensemble \mathcal{U} se réduit à un singleton, et le modèle se réduit alors au modèle d'espérance d'utilité. Lorsque l'ensemble \mathcal{U} n'est pas un singleton, un décideur évalue une décision en prenant la somme pondérée entre son espérance d'utilité minimale, où le minimum est pris par rapport à toutes les fonctions d'utilité von Neumann Morgenstern u et son espérance d'utilité maximale.

Afin de mieux comprendre ce critère de décision, faisons l'hypothèse que $a(d) = 1$ et donc que le critère de décision se réduise à $\min_{u \in \mathcal{U}} \sum_{s \in S} p(s) u(d(s))$. Ainsi, la décision d est évaluée à l'aide d'une espérance d'utilité classique, mais la fonction vNM retenue dépend de la décision. Ceci correspond à une endogénéisation du point de référence, qui dépend maintenant à la fois des préférences et de la description des alternatives. Lorsque plus généralement $0 < a(d) < 1$, la logique est similaire, la fonction d'utilité retenue étant une combinaison (dépendant de la décision) entre une utilité "optimiste" et une utilité "pessimiste".

\mathcal{U} peut s'interpréter comme représentant l'ensemble des états d'esprit du décideur. L'état d'esprit dans lequel il se trouve au moment du choix dépend de la décision considérée et de ses préférences. L'effet de cadrage s'explique de manière simple : la description des alternatives a une conséquence psychologique sur l'état d'esprit du décideur. On voit ainsi se dessiner une théorie plus générale de la manière dont l'information donnée au décideur affecte ses choix. Ceci est bien connu des départements de marketing et des agences de publicité, mais une théorie abstraite qui permette un traitement unifié de ce phénomène en est encore à ses balbutiements.

4.1.3 Préférences incomplètes : une approche expérimentale

L'un des problèmes posés à la théorie économique de la décision par les préférences incomplètes est la difficulté qu'il y a à les identifier. Selon la méthodologie usuelle des préférences révélées, les préférences ne sont observables qu'au travers des choix réalisés par les agents. Puisque seuls les choix observés comptent, les préférences "révélées" par ces choix seront par définition complètes : un non-choix *a priori* symptomatique de l'incomplétude n'est pas recevable selon cette théorie.

Une voie de sortie pour utiliser la méthodologie des préférences révélées tout en ne supposant pas la complétude des préférences est d'opérer une distinction entre deux relations de préférences. Les préférences comportementales, qui sont directement observables via les choix des agents, et les préférences cognitives, reflétant les goûts intrinsèques des agents. Cette dernière relation de préférences peut être incomplète alors que la préférence comportementale est complète par construction. Les deux relations doivent évidemment entretenir des liens entre elles. Ainsi si une option est strictement préférée (au sens de la relation cognitive) à une autre, alors elle doit être choisie et donc cette première option est préférée à la seconde (au sens de la relation comportementale). En revanche, lorsque deux options sont incomparables au sens de la relation cognitive, aucune restriction n'est placée sur le choix finalement opéré. Si l'agent est réellement incapable de comparer les deux alternatives proposées son comportement observé n'est pas dicté par la relation cognitive. Dans ce cas, on peut légitimement penser également que le décideur préférerait repousser son choix dans le temps : les deux options à l'origine incomparables peuvent devenir comparables après une introspection plus poussée, ce qui revient en fait à dire que le décideur, avec un peu plus de temps, pourra éventuellement construire une relation de préférences cognitives plus complète que la relation initiale.

L'idée majeure sur laquelle repose l'étude expérimentale de Danan et Ziegelmeyer (2004) consiste dans un premier temps à faire choisir aux sujets des ensembles d'options. Les sujets sont alors convoqués une seconde fois (une semaine plus tard) pour réaliser un choix dans l'ensemble retenu la semaine précédente. Des sujets "sûrs" de leurs préférences ne trouveront aucun gain à laisser plusieurs options ouvertes à l'issue de la première séance. En revanche, des sujets peu confiants dans leurs préférences, ayant du mal à classer les différentes options, préféreront

se laisser une certaine flexibilité dans le choix à faire lors de la deuxième séance. Ce comportement révèle ainsi l'incomplétude des préférences.

Les options présentées aux sujets étaient des loteries et ils devaient évaluer les équivalents certains de ces loteries selon une méthodologie éprouvée, dite de l'encadrement (*bracketting*). Les sujets pouvaient choisir soit entre une loterie ℓ et un montant certain c , soit entre la loterie ℓ à laquelle on rajoute 10 centimes d'euros d'une part et l'ensemble consistant en la loterie ℓ et le montant certain c d'autre part, soit entre le montant c auquel on rajoute 10 centimes d'euros d'une part et l'ensemble consistant en la loterie ℓ et le montant c d'autre part. Le montant c était alors modifié, afin d'approximer au mieux "l'équivalent certain" dans chaque cas. Le pas de cette modification était d'au moins 50 centimes d'euros. Au cours de ce processus la loterie ℓ était fixe, en revanche, cette loterie n'était pas la même pour les différents groupes de sujets (en fait trois loteries, différentes de par le risque associé, ont été utilisées).

Si les préférences étaient complètes, on devrait observer que le point de retournement des préférences entre le montant certain c et la loterie ℓ est approximativement le même dans les trois choix demandés. C'est ce que l'on trouve pour 15 des sujets sur les 45 dont le comportement a été analysé selon le modèle théorique brièvement décrit ci-dessus². Ainsi pour ces sujets, les préférences semblent être complètes (du moins pour les choix simples qui leur étaient demandés). En revanche pour les 30 autres, on observe un écart de l'ordre de 25% en moyenne entre les différents équivalents certains révélés. Ceci montre qu'une majorité de sujets a effectivement des préférences incomplètes, et que "l'ordre de grandeur de cette incomplétude" n'est pas négligeable.

Cette première approche expérimentale de l'incomplétude des préférences demande à être étendue. Elle ouvre la voie à l'étude plus systématique de l'effet de l'incomplétude des préférences notamment dans le domaine de la décision en univers incertain. Dans l'étude entreprise, aucun véritable biais de cadrage n'a été observé : les résultats dépendent très peu de la manière dont on fait varier c , en commençant par une valeur faible ou par une valeur élevée et dépendent assez peu de la loterie analysée ; le comportement au sein des différents groupes, caractérisés par des loteries plus ou moins risquées, est relativement homogène.

²Pour la méthodologie complète de cette expérience, voir Danan et Ziegelmeyer (2004).

4.2 Evaluation contingente et biais d’ancrage

L’évaluation contingente vise à attribuer une valeur monétaire à des biens qui ne sont pas vendus sur des marchés. Pour cela, un échantillon d’individus est soumis à une enquête qui inclut un scénario décrivant une politique publique. Un mode de taxation est proposé pour financer cette politique. Il est alors demandé aux enquêtés s’ils accepteraient d’être taxés à hauteur d’un montant donné, pour voir la politique décrite effectivement mise en œuvre. Même si cette technique d’évaluation ne satisfait pas aux canons de la méthodologie des préférences révélées, ses applications sont désormais nombreuses, notamment dans les domaines de l’environnement et de la santé. Dans son principe, l’évaluation contingente vise à étendre à la décision publique, la rationalité individuelle à l’œuvre dans les comportements marchands.

Le format des questions posées dans les enquêtes d’évaluation contingente fait l’objet d’une attention particulière dans le rapport d’Arrow et al. (1993). Les auteurs recommandent un format de type référendum (une proposition chiffrée, à prendre ou à laisser). Ce mode de révélation des préférences possède plusieurs avantages. Il permet de ramener l’individu à une situation habituelle dans le domaine de la consommation (acheter ou non à un prix donné) et dans le domaine politique (voter pour ou contre une proposition donnée). D’un point de vue cognitif, ce format repose sur des questions fermées avec seulement deux modalités de choix, c’est-à-dire du format le plus simple. De plus, ce format de question est incitatif au sens où il incite les individus à révéler leur véritable préférence puisqu’il n’offre aucune opportunité de comportement stratégique. En revanche, le choix de ce format n’est pas sans incidence sur les résultats collectés. En particulier, l’emploi de ce format conduit à l’apparition de biais, et notamment d’un *biais d’ancrage* important.

4.2.1 Biais d’ancrage

Le terme de biais d’ancrage (anchoring bias) a été popularisé par Kahneman et Tversky (1979). Il concerne des individus qui doivent fournir une estimation pour des grandeurs qu’ils connaissent mal. Il peut s’agir de grandeurs objectives (le nombre de nations africaines représentées à l’ONU, la hauteur du plus grand séquoia, la hauteur d’une montagne, le nombre de médecins dans une ville donnée,

etc), ou subjectives (la valeur accordée à un bien dans le cas de l'évaluation contingente). Ce biais est mis en évidence dans un dispositif expérimental très simple qui comporte deux questions. L'estimation a lieu en deux étapes distinctes. Une première question demande au sujet de comparer son estimation à une valeur fournie par l'expérimentateur (cette valeur est nommée ancre). Il s'agit d'une question fermée, à laquelle le sujet répond oui ou non (par exemple, le sujet doit dire s'il accepterait de payer 10 euros pour voir une politique publique mise en oeuvre). Ensuite seulement, le sujet donne son estimation. Il s'agit alors d'une question ouverte (Combien seriez-vous prêt à payer pour voir cette politique mise en oeuvre?). De nombreuses expériences montrent qu'il existe une forte corrélation entre les ancres fournies et les estimations proposées par les sujets. Tout se passe comme si les sujets ancraient leur réponse à la valeur initialement proposée.

Une première analyse a conduit à attribuer cet effet d'ancrage au fait que les sujets pensaient que l'ancre fournie contenait une information sur la valeur de la cible. Un modèle de comportement bayésien conduirait alors le sujet à rapprocher son estimation de la cible. L'effet d'ancrage serait alors le produit d'une action rationnelle. Cette analyse résiste mal à un supplément d'expérimentation. Une série d'expériences utilise des ancres totalement aléatoires, fournies par les sujets eux-mêmes. On demande par exemple aux sujets de comparer leur estimation aux deux derniers chiffres de leur numéro de téléphone. Dans un tel protocole le sujet peut difficilement supposer que l'ancre contient la moindre information plausible. Pourtant, l'effet d'ancrage persiste. On retrouve un résultat identique en fournissant non plus des ancres déterministes, mais des ancres non informatives. Par exemple, on demande aux sujets s'ils pensent que Gandhi est mort avant l'âge de 140 ans. La quasi totalité des sujets répond par l'affirmative. Or, les réponses fournies ensuite par ces sujets se révèlent nettement plus élevées que celles de sujets à qui l'on a au préalable demandé s'ils pensaient que Gandhi était mort après l'âge de 9 ans. Pourtant dans les deux cas, l'ancre n'est pas informative (au sens où elle n'apporte aucune information supplémentaire).

Au vu de ces résultats, il devient difficile de maintenir que les sujets font un usage rationnel de l'information. Plus étonnant encore, lorsque l'on demande après coup aux sujets s'ils pensent avoir été victimes d'un tel effet, une très large majorité est persuadée qu'elle n'a pas été influencée, alors qu'elle l'a été à l'évidence. La minorité qui reconnaît avoir été peut-être influencée ne parvient pas à corri-

ger ses réponses pour se défaire de l'effet d'ancrage. Des expériences antérieures montrent de même qu'un avertissement préalable ne suffit pas non plus à éviter l'effet d'ancrage.

Une seconde théorie a alors été appelée à la rescousse. L'hypothèse centrale est que des sujets correctement motivés (i.e., payé en argent liquide en lien avec leur réponse) ne seraient pas sensibles à l'ancrage. L'ancrage serait dû à une insuffisance des incitations à produire un effort adéquat pour ne pas en être victime. Pourtant, l'adjonction d'incitations monétaires ne change rien à l'affaire. L'effet existe même lorsque les sujets achètent effectivement le bien avec leur propre argent. Pire, même des professionnels avertis (en l'occurrence des experts immobiliers chargés d'estimer un bien) sont sujets au biais d'ancrage. Le biais d'ancrage apparaît donc robuste et difficile à supprimer. A ce jour, aucune expérience convaincante n'a permis d'éliminer l'effet d'ancrage.

4.2.2 Les explications théoriques

Dans la version initiale de Kahneman et Tversky l'ancrage est le produit d'un ajustement insuffisant. Les sujets sont supposés considérer l'ancre proposée puis s'en éloigner par ajustement successifs jusqu'à parvenir à une estimation satisfaisante. L'effet d'ancrage viendrait alors de ce que ces ajustements sont en général insuffisants. Cette explication a longtemps été jugée comme acceptable. Cependant, il est possible de montrer que l'ancrage peut avoir d'autres causes. Jacowitz et Kahneman conduisent l'expérience suivante. Un groupe de sujets fournit des estimations de la hauteur du Mont Everest. Des réponses fournies sont tirées deux valeurs correspondant aux 15^{ème} et 85^{ème} percentiles. Ces valeurs sont ensuite présentées comme ancre à un second groupe de sujets similaire au premier. Alors que 15% des sujets du groupe de calibration ont une estimation supérieure à l'ancre haute (ou inférieure à l'ancre basse), cette proportion apparaît bien plus importante dans le second groupe. Un effet d'ancrage serait donc déjà à l'œuvre avant même qu'aucun processus d'ajustement n'ait encore été amorcé.

Plus récemment, l'ancrage a été analysé comme résultant d'un phénomène d'activation (Mussweiler et Strack (2000) pour un article de synthèse concernant cette approche). Le principe de base de cette approche est que l'ancre rend plus disponible à l'esprit les éléments que la cible et l'ancre possèdent en commun. Prenons pour exemple le cas où l'on demande à des sujets s'ils jugent raisonnable un prix

donné pour une balade en bus. Un prix élevé peut faire penser qu'il s'agit d'un voyage dans un bus luxueux doté d'options multiples et permettant de passer un moment agréable du simple fait de séjourner dans le bus. Inversement, un prix bas peut laisser à penser qu'il s'agit d'un vieux bus fumant qui promet un voyage inconfortable et pénible. L'ancre agirait alors comme une sonde qui irait chercher dans la mémoire de l'individu les représentations les plus en accord avec elle. Ainsi dans l'expérience déjà mentionnée plus haut, demander si Gandhi est mort avant 140 ans conduirait à associer à Gandhi les éléments qui le présentent comme un vieillard. A l'inverse, l'âge de 9 ans évoque un enfant et l'on retiendrait alors ce qui chez Gandhi évoque le plus la jeunesse. Un test plus élaboré de cette théorie consiste à demander de surcroît aux sujets d'énoncer librement les termes qu'ils associent à la cible. Par exemple, si la cible est la température moyenne en Allemagne, les sujets ayant reçu une ancre basse, 5 degrés en l'occurrence, évoquent spontanément des éléments associés au froid (la neige par exemple), tandis que ceux ayant reçu l'ancre haute évoquent des éléments en relation avec le chaud (le soleil par exemple).

4.2.3 L'ancrage dans les enquêtes d'évaluation contingente

Les recommandation du groupe d'experts Arrow et al. (1993) consistent à proposer aux sujets interrogés dans les enquêtes d'évaluation contingente des montants fixés au préalable ("seriez-vous prêt à payer x euro pour la mise en place de cette politique?"). Conformément aux résultats obtenus par les psychologues, le montant proposé peut influencer les réponses fournies dans les enquêtes d'évaluation contingente. Changer les « x » entraîne une variation non négligeable des évaluations recueillies. On comprend dès lors que le biais d'ancrage jette un sérieux doute sur les évaluations contingentes qui opèrent au moyen de questions fermées.

Herriges et Shogren (1996) proposent une étude détaillée de l'impact des phénomènes d'ancrage sur les réponses à des questions d'évaluation. La mise en évidence de ce phénomène n'est pas aussi simple que dans les expériences de laboratoire. Le format retenu conduit en effet à poser des questions fermées à l'inverse des expériences précédentes qui demandent explicitement aux sujets leur estimation à l'aide d'une question ouverte. L'inconvénient de ce type de question est qu'un individu qui accepte le principe d'un paiement de 10 euros révèle seulement que son consentement à payer excède ce montant. Poser une question fermée unique n'apporte donc

que peu d'information. Afin d'améliorer la précision des enquêtes, on utilise souvent un format avec deux questions fermées successives. Celui-ci consiste à poser une seconde question en modifiant le montant proposé, à la hausse ou à la baisse, en fonction des réponses apportées (si l'individu accepte de payer un montant donné, on lui propose un montant supérieur ; s'il refuse, on lui propose un montant inférieur). La présence d'ancrage peut alors être détectée (alors qu'avec une unique question fermée cela n'est pas possible). Le modèle de Herriges et Shogren permet d'avoir une indication de l'ampleur des phénomènes d'ancrage. Appliqué à différentes évaluations contingentes, leur modèle met en évidence une grande variabilité des phénomènes d'ancrage. Sur certains échantillons, l'ancrage semble inexistant tandis que sur d'autres il semble assez fort, au point que l'on puisse se demander si les réponses obtenues ne sont pas entièrement déterminées par les montants fournis (en d'autres termes, l'enquête n'apporte aucune information).

Des expériences récentes (Flachaire et Hollard 2006) tentent d'éliminer l'ancrage en prévenant les sujets de l'existence de ce biais et en leur faisant effectuer 10 évaluations successives à partir d'ancres aléatoires (numéro de téléphone, âge, poids, taille, etc). En dépit de ces efforts - et de ceux des sujets ! - l'ancrage persiste. Ainsi, il ne semble pas possible à l'heure actuelle de proposer une procédure d'apprentissage qui permette aux sujets de résister au biais d'ancrage. Avant de conclure que le biais d'ancrage ne peut être éliminé, il importe de considérer quelques évidences selon lesquelles il pourrait exister des individus qui n'y sont pas sensibles. Flachaire et Hollard (2006b) montrent notamment qu'il est possible d'isoler un groupe d'individus insensibles au biais d'ancrage tel qu'il est détecté dans les enquêtes d'évaluation contingente. Pour isoler ces individus ils mobilisent des techniques issues de la psychologie sociale, à savoir la notion de représentation sociale.

Le principe est d'interroger les représentations individuelles au moyen de questions d'évocations. Les travaux sur les représentations sociales mettent en évidence le lien existant entre les représentations individuelles et la pratique passée. Si l'on admet que la préférence d'un individu évolue dans le temps, il est alors possible de considérer sa représentation comme un marqueur des apprentissages passés. Au plan pratique, la représentation individuelle est appréhendée au moyen de questions ouvertes qui laissent le sujet libre d'associer à l'objet les termes qui lui passent par la tête. Par exemple, si l'on s'intéresse à la ville de New York, un individu qui

n'a pas de pratique en lien avec cette ville y associera des termes convenus (la statue de la liberté, l'Empire State Building, grande ville, etc). A l'inverse des individus qui ont une pratique en lien avec cette ville y associent spontanément des termes plus spécifiques (le siège de ma société, les restaurants de la Vème avenue, le séminaire de Joseph Stiglitz, etc). En simplifiant, les termes librement associés à un objet (la ville de New York dans notre exemple) sont révélateurs d'une pratique. Il est alors possible de tester si les termes associés ressemblent aux stéréotypes les plus courants ou si au contraire ils s'en distinguent. On peut alors séparer la population en deux groupes, baptisés conformistes et non conformistes, en fonction des réponses données. Grâce à des modèles économétriques adaptés, il devient alors possible d'estimer les consentements à payer pour chacun des groupes. En prenant les données d'une enquête portant sur la Camargue, Flachaire et Hollard (2006b) montrent qu'il est possible d'identifier un groupe, dit des non conformistes, qui est insensible au biais d'ancrage. L'autre groupe, en revanche, fait montre d'un degré d'ancrage élevé. La prise en compte de l'hétérogénéité obtenue grâce aux questions de représentation autorise alors une meilleure estimation des consentements à payer.

4.3 Evaluation contingente et information

Nous avons vu de quelle manière le phénomène d'ancrage était susceptible d'affecter les réponses aux questions lors d'une enquête d'évaluation contingente et qu'il était difficile de se débarrasser de ce phénomène. Dans cette section, nous renversons quelque peu la perspective et en nous demandant si donner une information aux sujets après qu'ils ont donné une première réponse, les conduit à réviser celle-ci.

Chanel, Cleary, et Luchini (2006) et Chanel, Cleary, et Luchini (2007)) mènent leurs études sur la base de données recueillies dans le cadre d'une recherche financée par le programme PRIMEQUAL. Cette étude d'évaluation contingente avait pour but de faire révéler aux individus leur consentement à payer pour une réduction de la pollution de l'air. On demandait aux sujets de choisir un lieu d'habitation pour leur famille entre deux villes "virtuelles" totalement identiques entre elles si ce n'est pour la pollution atmosphérique et le coût de la vie. En privatisant ainsi le coût de réduction de la pollution, on évitait les biais traditionnels liés à la mise

en œuvre d'une politique publique dans ce domaine (passager clandestin etc...), ainsi que les comportements altruistes d'ordre non familial.

La révélation des disponibilités à payer s'est faite en quatre temps. Dans un premier temps, les sujets devaient répondre à des questions fermées pour évaluer le montant qu'ils étaient prêts à payer pour vivre dans la ville qui a moitié moins de jours de pollution. La deuxième étape consistait à demander aux sujets, à l'aide d'une question ouverte, s'ils souhaitaient réviser leur consentement à payer tel qu'exprimé lors de la première étape, après avoir pris connaissance du montant moyen exprimé par les autres individus participant à l'enquête. Lors de la troisième étape, on donnait une information scientifique supplémentaire aux sujets et on leur demandait, d'abord à l'aide de questions fermées puis à l'aide d'une question ouverte, s'ils désiraient réviser leur consentement à payer. Enfin, la quatrième et dernière étape consistait à leur donner de nouveau le consentement à payer moyen (exprimé par les autres individus prenant part à l'enquête) et à leur demander à nouveau si ils voulaient réviser leur propre consentement à payer.

L'enquête permet donc de se faire une idée sur le type d'information auquel les individus semblent sensibles. L'information scientifique donnée consistait en une description des effets de la pollution : effets sur l'environnement ("smog" et pollution des bâtiments), sur la morbidité (de la simple irritation des yeux, maux de tête, symptômes de types grippaux, jusqu'aux hospitalisations liées à des insuffisances respiratoires et cardiaques), et enfin sur la mortalité (espérance de vie accrue de 10 ans pour 1% de la population dans la ville la moins polluée).

Les résultats sont remarquablement clairs. En premier lieu, on observe très peu de révision du consentement à payer entre la première et la deuxième étape, ainsi qu'une grande stabilité entre la troisième et la quatrième étape : donner l'information du consentement à payer moyen ne conduit pas les individus à réviser notablement leur propre consentement à payer. En revanche, beaucoup d'individus ont été amenés à réviser leur évaluation de leur consentement à payer après avoir reçu une information scientifique. Dans ce cas, les individus ont majoritairement révisé leur consentement à payer à la hausse, indiquant ainsi qu'ils sous-estimaient les effets de la pollution. Il conviendrait de s'interroger sur cette méconnaissance des individus : il est *a priori* plausible que la majorité des individus n'ait pas un accès direct à une telle information scientifique. On peut toutefois se demander si le prix implicite fourni par le marché du logement (qui en réalité inclue évidemment

bien d'autres éléments) est source d'information pour les individus.

Par ailleurs, une majorité d'individus ne révisent pas sensiblement son consentement à payer à la suite de l'arrivée d'information. Ceci pourrait s'expliquer par un trait psychologique bien connu qui est que les sujets n'aiment pas donner l'impression de s'être "trompé" en révisant par la suite leurs évaluations. Si c'est bien ce trait psychologique qui explique l'inertie observée, il faut alors en tenir compte dans les procédures d'élicitation des consentements à payer, par exemple en fournissant toute l'information dès le début de l'enquête.

Au total, deux schémas dominants émergent parmi les réponses : soit (majoritairement) une absence de révision du consentement à payer au cours des quatre étapes, soit une constance entre l'étape 1 et l'étape 2 et à nouveau entre l'étape 3 et l'étape 4, avec une révision à la hausse du consentement à payer suite à l'arrivée d'une information scientifique.

Enfin, il est intéressant de constater que les réponses étaient sensiblement différentes selon que les individus avaient participé à l'enquête en se déplaçant pour répondre aux questions (les séances ont eu lieu dans la salle du conseil régional Provence, Alpes, Côte d'Azur) ou si les individus avaient participé à l'enquête par entretien téléphonique. En particulier, les individus interrogés par téléphone ont beaucoup moins révisé leur évaluation après l'arrivée d'information scientifique que ceux qui s'étaient déplacés, et dont les réponses étaient collectées de façon plus anonyme (pas d'interaction directe entre enquêteur et enquêté). Ceci tend à confirmer l'hypothèse selon laquelle les sujets ne veulent pas "perdre la face" face à un enquêteur en révisant leur évaluation, reconnaissant implicitement qu'ils s'étaient trompés lors de leur première estimation.

5 Conclusion

Nous avons dans cette revue proposé une approche assez générale de la prise en compte de l'incertitude provenant par exemple du manque d'informations scientifiques dans les choix individuels. Une multitude de modélisations différentes a été passée en revue, des modèles de décisions non bayésiens à des modèles de préférences incomplètes. Cette richesse des modélisations abordées peut être troublante : quel est le "bon" modèle ? Il semble évident qu'il n'y a pas de réponse à cette question et que les différents modèles sont souvent adaptés à des ques-

tions sensiblement différentes, ou donnent des éclairages indépendants mais pas nécessairement contradictoires sur des problèmes particuliers. La richesse de ces modélisations est à l'image de la complexité des problèmes posés par l'incertitude dans le domaine environnemental (incertitudes des individus sur les évolutions de l'environnement mais également incertitudes quant aux préférences des agents sur les décisions à prendre). Cette richesse est le prix à payer pour dépasser le constat d'un modèle bayésien en désaccord avec les comportements individuels réels. Plutôt que d'en rester à simplement documenter toutes les déviations comportementales par rapport au modèle dit "rationnel", nous avons tenté une classification des différents types de déviations comportementales et nous avons mis en regard pour chacun d'eux une formalisation.

Nous espérons ainsi avoir montré qu'il existe un cadre d'analyse suffisamment général et riche pour pouvoir structurer la réflexion sur (le manque d') l'information et l'incertitude en matière environnementale. Il est évident que ce cadre demande à être alimenté par d'autres études, notamment empiriques.

Quels sont les acquis sur lesquels construire ces études futures ? En premier lieu, il existe un corpus théorique maintenant bien établi qui permet de penser l'incertitude de manière beaucoup plus générale que ne le permettraient les outils disponibles il n'y a encore que quinze ans. Ces outils nouveaux sont parfois légèrement plus compliqués à utiliser mais sont en principe aussi opérationnels. En second lieu, l'explosion des études expérimentales a permis de développer ces outils en cherchant à coller au mieux aux comportements observés. Ce va et vient entre constructions théoriques et observations (même limitées) doit certes être contrôlé, notamment du fait du caractère normatif de nombreuses analyses. En troisième lieu, cette nouvelle approche de la décision individuelle devrait avoir des conséquences importantes au niveau de la décision collective. Il faut par exemple s'interroger sur les éléments sur lesquels on doit construire une fonction d'utilité collective : faut-il notamment restreindre la prise en compte des préférences individuelles à leur partie "bien construites" ?

Références

- ANSCOMBE, F., ET R. AUMANN (1963) : “A definition of subjective probability,” *Annals of Mathematical Statistics*, 34, 199–205.
- ARROW, K., R. SOLOW, R. PORTNEY, E. LEAMER, R. RADNER, ET H. SCHUMAN (1993) : “Report of the NOAA panel on contingent valuation,” Technical Report 58(10), 1601-1614.
- CAMERER, C., ET H. KUNREUTHER (1989) : “The effects of financial incentives in experiments : a review of capital-labor-production framework,” *Journal of Risk and Uncertainty*, 19, 7–42.
- CHANEL, O., S. CLEARY, ET S. LUCHINI (2006) : “Does Public Opinion Influence Willingness to Pay? Evidence From the Field,” *Applied Economics Letters*, 13(13), p. 821-824.
- CHANEL, O., S. CLEARY, ET S. LUCHINI (2007) : “Individual Responsiveness to Information in CV Surveys : Commitment Matters,” A paraître, *Revue d'Economie Politique*.
- CHANEL, O., LUCHINI, S., PARAPONIRIS, A., PROTIÈRE, S. ET J.C. VERGNAUD (2004) : “Les consentements à payer pour des programmes de prévention sanitaire incluent-ils de l'altruisme? Enseignements d'une enquête sur le fièvre Q,” *Revue Economique*, 55(5), 923–946.
- CHEMARIN, S., C. HENRY, ET E. MICHEL-KERJEAN (2004) : “Incertitude, précaution et assurabilité,” Rapport au Commissariat Général du Plan , Novembre , Laboratoire d'économétrie - Ecole polytechnique , Paris.
- COHEN, M., J. ETNER, ET M. JELEVA (2007) : “Decision Making when Risk Perceptions depend on Past Experience,” à paraître dans *Theory and Decision*.
- (2005) : “Insurees' Risk Perception and Corrective Subsidies,” mimeo, EUREQua, Université Paris I.
- DANAN, E., ET A. ZIEGELMEYER (2004) : “Are preferences incomplete? An experimental study using flexible choices,” mimeo, Université Paris 1, EUREQua.
- FLACHAIRE E. ET G. HOLLARD (2006) : “Controlling starting point bias in double-bounded contingent valuation surveys,” *Land Economics*, 82(1), 103–111.
- FLACHAIRE E. ET G. HOLLARD (2006b) : “Une approche comportementale de l'évaluation contingente,” *Revue Economique*, 57(2), 315–329.

- GAJDOS, T., J.-M. TALLON, ET J.-C. VERGNAUD (2004) : “Decision making with imprecise probabilistic information,” *Journal of Mathematical Economics*, 40(6), 647–681.
- GAJDOS, T., HAYASHI, T., J.-M. TALLON, ET J.-C. VERGNAUD (2007) : “Attitude toward imprecise information,” *Journal of Economic Theory*, à paraître.
- GANDERTON, P., D. BROOKSHIRE, M. MCKEE, S. STEWART, ET H. THURSTON (2000) : “Buying insurance for disaster type risk : experimental evidence,” *Journal of Risk and Uncertainty*, 20(3), 271–289.
- GHIRARDATO, P., F. MACCHERONI, ET M. MARINACCI (2004) : “Differentiating Ambiguity and Ambiguity Attitude,” *Journal of Economic Theory*, 118, 133–173.
- GHIRARDATO, P., ET M. MARINACCI (2001) : “Risk, Ambiguity, and the Separation of Utility and Beliefs,” *Mathematics of Operations Research*, 26, 864–890.
- GIRAUD, R. (2005) : “Framing under risk : endogenizing the reference point and separating cognition and decision,” mimeo.
- (2005) : “Etat de la connaissance scientifique et mobilisation du principe de précaution,” mimeo, Laboratoire de l’Ecole Polytechnique.
- HERRIGES, J., ET J. SHOGREN (1996) : “Starting point bias in dichotomous choice valuation with follow-up questioning,” *Journal of Environmental Economics and Management*, 30, 112–131.
- KAHNEMAN, D., ET A. TVERSKY (1979) : “Prospect theory : an analysis of decision under risk,” *Econometrica*, 47, 263–291.
- (1981) : “The framing of decision and the psychology of choice,” *Science*, 211, 453–458.
- KLIBANOFF, P., M. MARINACCI, ET S. MUKERJI (2005) : “A Smooth Model of Decision Making Under Uncertainty,” Discussion paper, ICER, forthcoming *Econometrica*.
- KREPS, D., ET M. PORTEUS (1978) : “Temporal resolution of uncertainty and dynamic choice theory,” *Econometrica*, 46(1), 185–200.
- KUNREUTHER, H. (1996) : “Mitigation disaster losses through insurance,” *Journal of Risk and Uncertainty*, 12, 171–187.
- KUNREUTHER, H., ET AL (1978) : *Disaster insurance protection : public policies lesson*. New York Wiley and Sons.

- MCCLELLAND, G., W. SCHULZE, ET D. COURSEY (1993) : “Insurance for low-probability hazards : a bimodal response to unlikely events,” *Journal of Risk and Uncertainty*, 7, 95–116.
- MOSS, R., ET S. SCHNEIDER (2000) : “Uncertainties in the IPCC TAR : Recommendations to lead authors for more consistent assessment and reporting,” in *Guidance Papers on the Cross Cutting Issues of the Third Assessment of the IPCC*, ed. by T. Pachauri, T. Taniguchi, et K. Tanaka, pp. 33–51. World Meteorological Organization, Geneva.
- MUSSWEILER, T., ET F. STRACK (2000) : “Numeric judgment under uncertainty : The role of knowledge in anchoring,” *Journal of Experimental Social Psychology*, 36, 495–518.
- PAPON, T. (2004) : “L’influence de la durée d’engagement et du vécu dans les décisions d’assurance : deux études expérimentales,” mimeo, Université Paris 1, EUREQua.
- QUIGGIN, J. (1982) : “A theory of anticipated utility,” *Journal of Economic Behavior and Organization*, 3, 323–343.
- SAVAGE, L. (1954) : *The foundations of statistics*. New-York, John Wiley.
- SCHADE, C., H. KUNREUTHER, ET P. KAAS (2004) : “Probability neglect and concern in insurance decisions with low probabilities and high stakes,” mimeo, Warton School, University of Pennsylvania.
- SCHULZE, W., G. MCCLELLAND, B. HURD, ET J. SMITH (1986) : “Improving accuracy and reducing costs of environmental benefit assessments,” Report prepared for usepa.
- TVERSKY, A., ET D. KAHNEMAN (1973a) : “Availability : a heuristic for judging frequency and probability,” *Cognitive Psychology*, 5(2), 207–232.
- (1973b) : “Belief in the law of small numbers,” *Psychological Bulletin*, 76, 105–110.
- VON NEUMANN, J., ET O. MORGENSTERN (1947) : *Theory of games and economic behavior*. Princeton University Press.
- YAARI, M. (1987) : “The dual theory of choice under risk,” *Econometrica*, 55(1), 95–115.