

Les consentements à payer pour des programmes de prévention sanitaire incluent-ils de l'altruisme ? Enseignements d'une enquête sur la fièvre Q¹

Olivier Chanel, Stéphane Luchini, Alain Paraponaris, Christel Protière et Jean-Christophe Vergnaud[‡]

Résumé :

L'évaluation de politiques de prévention sanitaire par le recours à des Consentements A Payer (CAP) issus d'enquêtes auprès de la population est de plus en plus fréquent. Lorsque ces politiques revêtent une dimension collective, les CAP déclarés par les individus peuvent refléter une composante altruiste, ce qui rend problématique le calcul économique. A partir d'une enquête d'évaluation contingente portant sur deux politiques de prévention de la Fièvre Q, l'une collective et l'autre individuelle, nous mobilisons le cadre théorique de l'utilité espérée pour déterminer le caractère altruiste (ou non) des individus, que nous expliquons ensuite par certaines de leurs caractéristiques socio-économiques. Le principal résultat est que 66% des répondants incluent une composante altruiste lors de la révélation du CAP pour le programme collectif. Elle représente 3,6 euro en moyenne, soit environ 25% du CAP considéré.

Does Willingness to Pay for health prevention programs include altruism? Lessons from a survey on Q fever

Increasingly, the assessment of health prevention policies is evaluated through willingness to pay (WTP) surveys. When the evaluation deals with policies with a public dimension, the individual's stated WTP can reflect an altruistic component, which may alter the results of the economic valuation. By applying an expected utility framework in a contingent valuation survey on Q fever, we can determine the individuals who integrate an altruistic component in their stated WTP (or not) that we further explain by explanatory variables. The main result is that 66 percent of respondents express an altruistic component when they state their WTP for the collective program. The part devoted to an altruistic motive is on average equal to 3,6 euro, nearly 25 percent of the considered WTP.

Classification JEL : C25, D64, D841, I1

¹ L'enquête sur laquelle les résultats empiriques de cet article sont fondés, résulte d'une collaboration étroite entre l'Institut de Médecine Tropicale du Service de Santé des Armées et l'Observatoire Régional de la Santé de la région PACA (ORS PACA) (compétences épidémiologiques) ; l'Unité des Rickettsies (compétences cliniques et biologiques) ; le Groupement de Recherche en Économie Quantitative d'Aix-Marseille et l'unité INSERM 379 (compétences économiques), sous la coordination générale de l'ORS PACA. L'enquête a reçu le soutien financier du Conseil Général des Bouches du Rhône, de la mairie de Martigues et de la mairie de Salon. Les auteurs remercient particulièrement les municipalités d'Istres, Martigues et Salon de Provence, les Instituts de Soins Infirmiers de Martigues et Salon de Provence, et plus largement toutes les personnes ayant participé à la réalisation de l'enquête. Ils remercient également deux rapporteurs anonymes de la revue pour leurs remarques pertinentes qui ont contribué à améliorer significativement la qualité de cet article.

[‡] Olivier Chanel, CNRS-IDEF-GREQAM, 2 Rue de la Charité, 13002 Marseille, mél : chanel@ehess.univ-mrs.fr.
Stéphane Luchini, CNRS-IDEF-GREQAM, 2 Rue de la Charité, 13002 Marseille, mél : luchini@ehess.univ-mrs.fr.
Alain Paraponaris, Université de la Méditerranée, Inserm 379-ORS Paca, 23 rue Stanislas Torrents, 13006 Marseille, mél : paraponaris@marseille.inserm.fr.
Christel Protière, INSERM U379 Institut Paoli-Calmettes, 232 bd Ste Marguerite, 13273 Marseille cedex 9, mél : protiere@marseille.inserm.fr.
Jean-Christophe Vergnaud, CNRS-EUREQua, 106-112 Bd de l'Hôpital, 75647 Paris Cedex 13, mél : vergnaud@univ-paris1.fr.

1 Introduction

L'étude de la structure des dépenses de santé de la plupart des pays occidentaux révèle la prépondérance des soins curatifs face aux soins de prévention. En France, les dépenses de prévention ont représenté 2,3% de la dépense courante de santé en 2002, soit 3,6 milliards d'euro (Fenina et Geffroy, 2003). Certes, une partie non négligeable des actes réalisés dans la pratique quotidienne des professionnels de santé (consultations, examens systématiques, bilans de santé...) n'est pas comptabilisée dans ces dépenses alors qu'elle semble en relever, tout comme certaines actions échappant au champ immédiat de la santé (sécurité routière, mesures de préservation de l'environnement...). Toutefois, même lorsque ces actions sont intégrées dans le calcul, les dépenses de prévention n'auraient représenté que 7% de la dépense courante de santé en 1998, soit 9 milliards d'euro (Le Fur et *al.*, 2003).

Le coût élevé de l'élaboration et de l'implémentation de campagnes ciblées de prévention explique à la fois le retrait des investisseurs privés en matière de dépenses de recherche et développement, et l'absence d'engagement fort de la part des autorités sanitaires (Dranove, 1998). La faiblesse de la couverture assurantielle de tels soins comparée à celle des soins curatifs contribue à l'étranglement de la demande de biens et de services de prévention. La prévention relève alors, à quelques exceptions près (vaccination contre la grippe chez les personnes âgées, dépistage des cancers du sein ou du colon...) de la sphère privée.² Dans la mesure où, en règle générale, les bénéfices d'actions de prévention excèdent leurs coûts, la nature de l'arbitrage réalisé par le régulateur du système de santé entre soins curatifs et soins préventifs, à l'avantage des premiers, peut être interprétée comme une source d'inefficacité potentielle de la dépense de santé.

L'évaluation des bénéfices associés à la mise en œuvre d'une politique de prévention peut s'effectuer de plusieurs façons. Une première famille de méthodes est construite autour de l'évaluation du coût social des maladies, donc sur des valeurs monétaires observées, auquel le coût des stratégies de prévention est rapporté afin de déterminer le ratio coût-bénéfice (voir par exemple Hodgson et Meiners, 1982). Une tendance, récente en économie de la santé, bien que largement répandue en économie de l'environnement ou des transports, consiste à recourir à la révélation de Consentements A Payer (CAP) pour l'évaluation de politiques de prévention (cancer du sein, pontage coronarien...). Elle rompt avec l'approche "objective", fondée sur des données épidémiologiques (voir par exemple Diener et *al.*, 1998) jusqu'alors privilégiée. Les polémiques et difficultés - tant théoriques que purement pratiques - associées à la méthode d'évaluation contingente (MEC) ont alimenté une littérature abondante.

Nous traitons dans cet article d'un point particulier de la MEC : la part de l'altruisme dans les CAP d'une population pour un programme de prévention sanitaire. La caractéristique principale de la MEC est de reposer sur une expression monétaire des préférences déclarées par les individus, ceux-ci étant supposés se comporter comme des consommateurs recherchant uniquement leur intérêt personnel. Toutefois, dans la mesure où les politiques de prévention revêtent une dimension collective, il est possible que les individus enquêtés ne s'en tiennent pas uniquement à leur seul intérêt privé et que les CAP déclarés reflètent également des composantes altruistes. Si tel est le cas, le calcul économique est rendu plus complexe, dans la mesure où la sommation des valeurs individuelles soulève le problème d'un double comptage

² Cette tendance générale semble cependant en train de changer avec l'élaboration de la future loi relative à la politique de santé publique. La forme actuelle du projet affiche en effet clairement la prévention comme prioritaire, un siècle après la grande loi hygiéniste de 1902.

éventuel et peut biaiser de façon non négligeable les valeurs collectives associées aux programmes sanitaires considérés (Shiell et Rush, 2003).

En économie de la santé, ceci a notamment été étudié dans le cadre de l'estimation d'une valeur de la vie humaine fondée sur l'expression d'un CAP. Needleman (1976) a recueilli des CAP pour diminuer le risque de décès chez des proches de l'ordre de 10 à 30% de ceux obtenus pour diminuer son propre risque. Sur la base d'un modèle théorique, Jones-Lee (1992) suggère une valeur de la vie humaine 10% à 40% supérieure pour une population dotée d'une distribution "plausible" des formes d'altruisme, par rapport à celle d'une population purement égoïste. Onwujekwe et al. (2002), en comparant les CAP pour un programme de lutte contre la malaria au Nigeria, trouvent un CAP significatif pour protéger les plus défavorisés, mais environ 6 fois plus faible que pour une auto-protection. Araña et León (2002), enfin, en étudiant l'importance d'un type particulier d'altruisme, observent un CAP 14% plus élevé pour un programme de prévention réduisant le risque de contracter une grippe chez l'ensemble de la population, par rapport à une vaccination qui ne le supprimerait que pour soi-même.

Dans la continuité de ces travaux, une enquête d'évaluation contingente, spécifiquement conçue pour explorer cette dimension, a été conduite entre mai et juin 2001 auprès d'un échantillon de 2 659 personnes. Cette enquête a permis de recueillir le CAP des individus pour deux programmes différents de lutte contre la fièvre Q. Cette affection, qui se manifeste par des symptômes comparables à ceux observés lors d'une grippe, n'est diagnostiquée que dans un cas sur deux, mais peut entraîner des complications sérieuses allant jusqu'au décès (pour les personnes souffrant de problèmes cardiovasculaires ou de baisse des défenses immunitaires), ou à des avortements spontanés ou des naissances prématurées chez les femmes enceintes. La différence de nature des deux programmes envisagés (une action **individuelle** sous la forme d'une vaccination versus une action **collective** sous la forme d'un dépistage de la maladie au sein de la population à risque) doit permettre d'objectiver des différences de CAP révélant le caractère altruiste éventuel des répondants. Ainsi, sera considéré comme altruiste un individu qui soit exprime un CAP pour la vaccination inférieur à celui pour le dépistage alors qu'il bénéficierait de ce dernier, soit exprime un CAP positif pour le programme de dépistage alors qu'il n'en bénéficierait pas.

L'article est structuré de la façon suivante. La seconde section est consacrée à une modélisation théorique de l'altruisme dans le cas spécifique de la fièvre Q. La section 3 décrit les données colligées dans l'enquête, précise la stratégie d'échantillonnage et dresse les caractéristiques générales de l'échantillon. La section 4 calcule la valeur des CAP pour chacun des deux programmes, recherche les déterminants de l'altruisme des répondants et identifie la part de cet altruisme. Elle dérive ensuite les conséquences opérationnelles de ces résultats, avant que la dernière section ne conclue.

2 Modélisation de l'altruisme pour le cas de la prévention de la fièvre Q

2.1 La fièvre Q et sa prévention

La fièvre Q est une zoonose causée par une bactérie (*Coxiella burnetii*) et transmise le plus souvent par inhalation d'aérosols ou de poussières contaminées par les bactéries contenues dans les produits placentaires ou les déjections d'animaux infectés, voire le contact avec ces animaux. Des modes de transmission alimentaire, notamment par les produits fabriqués à base de lait cru, sont également suspectés (Maurin et Raoult, 1999).

La fièvre Q a été observée partout dans le monde et son diagnostic s'établit à l'aide de l'examen sérologique de prélèvements sanguins. Toutefois, la spécificité de la fièvre Q est d'être rarement diagnostiquée faute de signes cliniques observables, et de ne pas faire l'objet d'obligation de déclaration, si bien que plus d'un cas sur deux passe inaperçu. Ceci pose le problème de l'évaluation de sa prévalence (CDCP, 2003), qui tend à dépendre de l'intérêt manifesté par la communauté médicale à proximité des populations atteintes (Maurin et Raoult, 1999). En France, des études antérieures ont identifié des taux de prévalence de 4,4% dans l'Est, 5% à Marseille, et jusqu'à 30% dans une commune rurale de la région lyonnaise. L'incidence de la fièvre Q est beaucoup plus faible, de l'ordre de 6,6 pour 100 000 habitants dans l'agglomération marseillaise, 11,4 pour 100 000 habitants dans l'agglomération aixoise, mais de 35,4 pour 100 000 habitants dans l'ouest de l'étang de Berre. Des pics épidémiques ont été enregistrés à Briançon en 1996 et dans la vallée de Chamonix en 2002.

Lorsqu'ils sont identifiables, les symptômes associés à la fièvre Q ressemblent à ceux de la grippe, et associent une forte fièvre, des frissons, des céphalées, des nausées et des courbatures. Le plus souvent, ces symptômes disparaissent, sans traitement particulier, après une période de 7 à 10 jours. 35 à 50% des personnes avec une infection symptomatique développent une pneumonie. Un traitement antibiotique peut être proposé dans les cas aigus, qui s'avèrent mortels pour 1 à 2% des personnes atteintes (soit une proportion environ 50 à 100 fois supérieure à celle observée lors d'une épidémie de grippe).

Les personnes touchées par la forme aiguë de la fièvre Q peuvent développer, entre 6 mois et 20 ans après la primo-infection, la forme chronique de la maladie. Une complication sérieuse est alors l'endocardite qui touche spécifiquement les personnes initialement atteintes d'insuffisance ou de problèmes cardiaques (valvulopathie), souffrant d'immunodépression (induite par exemple par des traitements médicamenteux) ou d'insuffisance rénale. Jusqu'à 65% des patients peuvent alors mourir de la maladie. Chez la femme enceinte enfin, l'infection peut provoquer un avortement au cours du premier trimestre de grossesse, induire un accouchement prématuré ou un petit poids de l'enfant à la naissance. Chez ces populations à risque, le traitement antibiotique et le suivi médical nécessitent d'être prolongés (Maurin et Raoult, 1999).

La fièvre Q a, dans tous les cas, un retentissement net sur la qualité de vie perçue par les individus infectés (voir par exemple Hatchette et *al.*, 2003). Elle connaît un regain d'attention à cause du caractère hautement infectieux qui en fait un agent utilisable dans des attaques bio-terroristes (CDCP, 2003). Un vaccin existe, utilisé aujourd'hui en Australie pour protéger les catégories de population les plus exposées à la bactérie (éleveurs, vétérinaires, salariés des abattoirs).

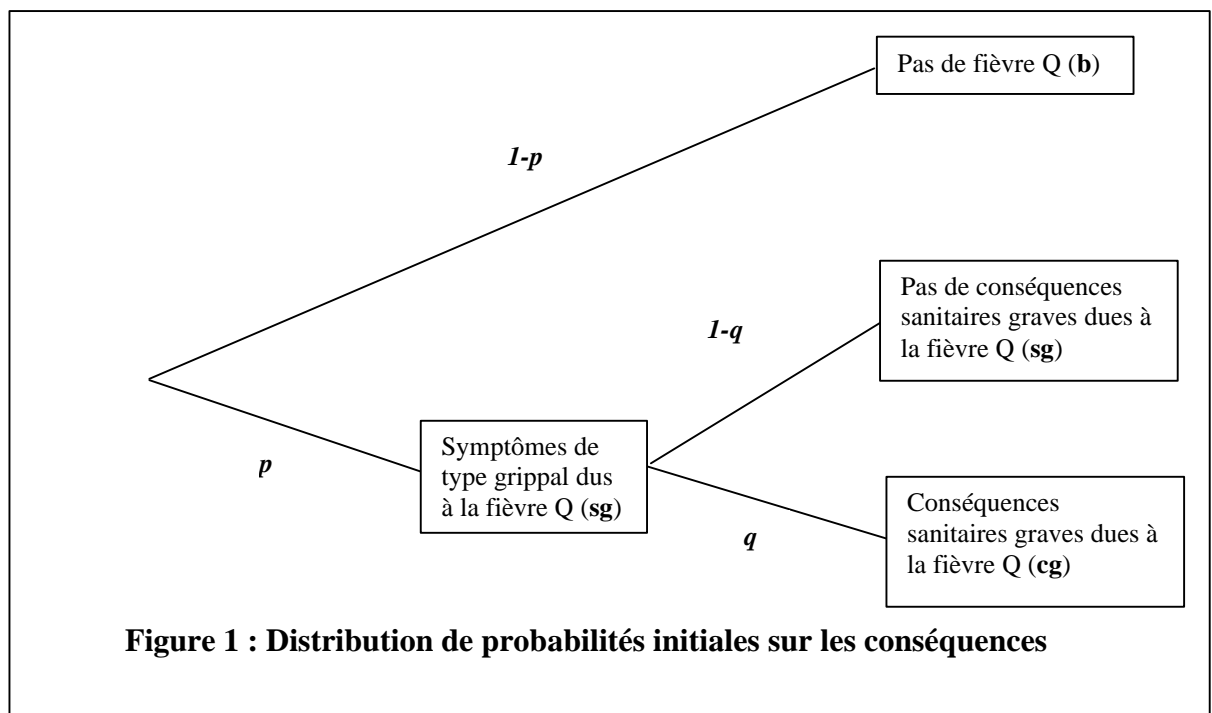
L'enquête menée sur trois villes des Bouches-du-Rhône et présentée en détail dans la section 3 interroge les individus sur leurs CAP pour deux programmes de prévention de la fièvre Q. Le premier, la vaccination, est un programme de prévention primaire et individuel. Il va soustraire entièrement et individuellement la personne aux risques sanitaires associés à la fièvre Q, que ce soient les symptômes grippaux (**sg**) ou les conséquences plus graves (**cg**) voire mortelles. Le second, une campagne de dépistage au sein d'une population pour laquelle les conséquences sanitaires ont été identifiées comme potentiellement plus graves, est un programme de prévention secondaire et collectif. Concrètement, il revêtira la forme d'un examen sérologique chez les personnes à risque sanitaire supplémentaire dès l'observation de symptômes grippaux, et l'administration du traitement adapté en cas de fièvre Q avérée. Ce

programme va ainsi soustraire la population concernée, et elle seule (femmes enceintes, personnes présentant des risques d'ordre cardiaques ou immunodépressifs), au risque sanitaire supplémentaire résultant des conséquences sanitaires les plus graves (**cg**), mais pas aux symptômes de type grippal (**sg**).

On aboutit ainsi au même type de distinction entre les effets de ces stratégies de prévention que celui établi dans Wu (2003) : le vaccin permet d'éviter les effets de la maladie tandis que le dépistage permet seulement d'en déceler la présence, et éventuellement d'en limiter les conséquences. Les deux programmes diffèrent ainsi non seulement par la population concernée mais aussi par les gains sanitaires attendus. Cette double distinction va nous permettre d'identifier, dans la section 4, les individus altruistes et ceux dont la satisfaction ne dépend que de leur propre intérêt.

22 Cadre théorique en l'absence d'altruisme

D'un point de vue formel, en l'absence de politique de prévention, et compte tenu des caractéristiques de la fièvre Q, la situation d'un individu est décrite comme suit. Il est susceptible d'être victime de la fièvre Q avec une probabilité p , qui se traduit par des symptômes grippaux induisant une détérioration passagère de bien-être, et une probabilité conditionnelle q pour que la fièvre Q ait des conséquences graves. Les risques sanitaires initiaux sont représentés dans la figure 1.



Les individus diffèrent bien évidemment quant à leur niveau d'exposition (valeur de p) et leur risque de complications sanitaires (valeur de q). Nous retenons q comme la valeur moyenne sur l'ensemble de la population, cette valeur étant toutefois plus élevée chez les personnes à risque sanitaire identifiées précédemment. L'effet du vaccin est de ramener p à 0 pour la personne vaccinée. L'effet d'une campagne de dépistage est de ramener q à 0 pour les personnes à risque sanitaire, la laissant inchangée pour le reste de la population. Les bénéfices

sanitaires d'une campagne de dépistage sont moindres puisqu'elle permet d'éviter les conséquences sanitaires graves uniquement chez les personnes à risque sanitaire. Ainsi, si les individus ne prenaient en considération que leur intérêt individuel, leur CAP pour la vaccination devrait être supérieur à celui pour la campagne de dépistage, ce que formalise l'analyse ci-dessous.

Considérons d'abord un modèle d'espérance d'utilité dépendant de l'état de santé, mais n'intégrant pas d'altruisme. Nous supposons que les préférences d'un individu i sont représentées par une fonction d'utilité $U_i(s, w)$ où s est l'état de santé et w le niveau de richesse. Il y a trois états de santé $\{b, sg, cg\}$ où b correspond à l'état de santé normal en l'absence de fièvre Q, sg correspond à la présence des seuls symptômes grippaux et cg aux conséquences graves de la fièvre Q. Nous faisons l'hypothèse que les préférences relatives aux états de santé sont les suivantes : l'état normal est préféré aux deux autres et subir des conséquences graves est le pire état, soit :

$$(H0) \quad U_i(b, w) \geq U_i(sg, w) \geq U_i(cg, w) \quad (1)$$

Etant données les probabilités relatives à chacun des états de santé, l'espérance d'utilité initiale d'un individu est définie comme :

$$EU_i(I, w) = (1 - p)U_i(b, w) + p[(1 - q)U_i(sg, w) + qU_i(cg, w)] \quad (2)$$

Avec un vaccin (gratuit), qui soustrait entièrement l'individu aux risques sanitaires de la fièvre Q, elle est égale à :

$$EU_i(V, w) = U_i(b, w) \quad (3)$$

Avec le dépistage (gratuit), qui ne soustrait l'individu qu'au risque de complications graves liées à la fièvre Q, elle est égale à :

$$EU_i(D, w) = (1 - p)U_i(b, w) + pU_i(sg, w) \quad (4)$$

Sous l'hypothèse H0 du classement des utilités, on a donc :

$$EU_i(V, w) \geq EU_i(D, w) \geq EU_i(I, w) \quad (5)$$

On notera VAC et DEP les consentements à payer de l'individu respectivement pour le vaccin et pour le dépistage. Classiquement, leur valeur correspond aux montants monétaires soustraits au niveau de richesse, qui rendent l'individu indifférent (*ex ante*) entre la vaccination, la campagne de dépistage et l'absence de programme spécifique :

$$EU_i(V, w - VAC) = EU_i(D, w - DEP) = EU_i(I, w) \quad (6)$$

Avec l'hypothèse supplémentaire que l'utilité marginale de la richesse est indépendante de l'état de santé (voir Viscusi et Evans, 1990), soit :

$$(H1) \quad \frac{\partial U_i(b, w)}{\partial w} = \frac{\partial U_i(sg, w)}{\partial w} = \frac{\partial U_i(cg, w)}{\partial w} \quad (7)$$

nous avons $VAC \geq DEP \geq 0$. Si l'hypothèse (H0) est vérifiée strictement, alors DEP est nul pour un individu qui ne court pas de risque de complications graves puisqu'il ne bénéficiera pas de la campagne de dépistage. A l'inverse, plus le risque d'exposition à la fièvre Q, c'est-à-dire la probabilité p , est élevé, plus VAC et DEP devraient être élevés.

23 Introduction de l'altruisme révélé par les consentements à payer

Introduisons maintenant l'altruisme dans l'analyse. Dans un cadre utilitariste, plusieurs auteurs (voir en particulier, Johansson, 1992, 1993; Jones-Lee, 1991, 1992; ou McConnell, 1997) se sont interrogés sur la place de l'altruisme dans l'évaluation économique, suite à l'article précurseur de Bergstrom (1982). La réponse théorique est ambiguë et dépend de la façon dont est considéré l'altruisme dans la fonction d'utilité.

On distingue en effet classiquement deux formes principales d'altruisme, **l'altruisme pur** et **l'altruisme paternaliste**.³ Pour l'altruisme pur, la fonction d'utilité individuelle U_i est affectée par le bien-être d'autrui, U_j ($i \neq j$). Pour l'altruisme paternaliste, la fonction d'utilité individuelle U_i n'est affectée que par le niveau d'une composante de la fonction d'utilité d'autrui (niveau de richesse w_j ou état de santé s_j , $i \neq j$). Nous considérons dans le modèle de détermination des CAP ci-dessous que l'altruisme potentiel que nous observons relève d'un altruisme paternaliste orienté vers la santé des autres.

Lorsqu'un individu révèle son CAP pour se faire vacciner, il sait que le fait d'être vacciné n'aura aucun impact sur les autres et aucune considération altruiste de sa part n'entre donc en jeu.⁴ Dans le cas du programme de dépistage, la présence d'altruisme peut expliquer l'observation d'un CAP plus élevé pour le dépistage que pour le vaccin ($DEP > VAC$) chez les individus exposés à un risque supplémentaire de complications sanitaires. De même, l'observation de $DEP > 0$ chez un individu qui ne court pas de risque sanitaire supplémentaire, peut résulter d'un comportement altruiste.

Par conséquent, l'observation de $DEP > VAC$ (ou $DEP > 0$) alors que le résultat $DEP \leq VAC$ (ou $DEP = 0$) est attendu, permet d'identifier des individus altruistes. C'est ce que nous ferons dans la section 4 en étudiant de façon détaillée les caractéristiques des personnes identifiées comme altruistes. Ceci ne signifie pas que les autres répondants sont nécessairement égoïstes, mais simplement que leur altruisme n'est pas suffisant pour être décelable par le critère retenu.

Le modèle de préférence précédent est étendu pour intégrer l'altruisme, en introduisant le bien-être sanitaire d'autrui dans l'utilité individuelle. Pour cela, nous supposons que l'utilité $U_i(s, w)$ est additivement séparable :

$$(H2) \quad U_i(s, w) = V_i(s) + W_i(w) \quad (8)$$

et le bien-être total initial est égal à :

$$B_i(I, w) = W_i(w) + (1 - p)V_i(b) + p[(1 - q)V_i(sg) + qV_i(cg)] + f_i(\overline{EV}(s)) \quad (9)$$

où $\overline{EV}(s)$ représente l'espérance de bien-être sanitaire moyen du reste de la population⁵ et f_i une fonction spécifique à l'individu i .

³ Nous écartons l'altruisme dit impur, qui inclut la satisfaction issue du pur acte de don lors de la contribution à un bien public (voir par exemple Andreoni, 1990).

⁴ Dans la mesure où la fièvre Q ne semble pas transmissible entre êtres humains, on peut éliminer un comportement altruiste dérivé de la vaccination comme moyen de protéger autrui dans lequel la vaccination individuelle aurait alors un effet d'externalité positive (Kenkel, 2000). Ensuite, nous ne considérons pas la possibilité d'un altruisme particulier dans lequel l'individu retirerait du bien-être du fait que les autres retirent du bien-être du fait qu'il soit vacciné.

⁵ Ce qui est important dans la forme retenue est la séparabilité de l'altruisme. Karni et Safra (2002) proposent des fondements axiomatiques pour une représentation additive séparant la composante purement individualiste de la part de concernement envers les autres dans les préférences individuelles.

Se vacciner induit la modification de bien-être suivante :

$$B_i(V, w) - B_i(I, w) = p[V_i(b) - V_i(sg)] + pq[V_i(sg) - V_i(cg)] \quad (10)$$

La mise en place d'une campagne de dépistage induit la modification de bien-être suivante :

$$B_i(D, w) - B_i(I, w) = pq[V_i(sg) - V_i(cg)] + [f_i(E\bar{V}_D(s)) - f_i(E\bar{V}(s))] \quad (11)$$

où $E\bar{V}_D(s)$ représente l'espérance de bien-être sanitaire moyen du reste de la population dépistée.

Dans le cas d'un individu altruiste, les CAP sont tels que :

$$B_i(V, w - VAC) - B_i(I, w) = B_i(D, w - DEP) - B_i(I, w) = 0 \quad (12)$$

ce qui donne par un développement du 1^{er} ordre :

$$\begin{aligned} p[V_i(b) - V_i(sg)] + pq[V_i(sg) - V_i(cg)] - VAC \cdot W_i'(w) &= 0 \\ pq[V_i(sg) - V_i(cg)] + [f_i(E\bar{V}_D(s)) - f_i(E\bar{V}(s))] - DEP \cdot W_i'(w) &= 0 \end{aligned} \quad (13)$$

Nous obtenons alors une approximation des CAP :

$$\begin{aligned} VAC &= W_i'(w)^{-1} [p[V_i(b) - V_i(sg)] + pq[V_i(sg) - V_i(cg)]] \\ DEP &= W_i'(w)^{-1} [pq[V_i(sg) - V_i(cg)] + [f_i(E\bar{V}_D(s)) - f_i(E\bar{V}(s))]] \end{aligned} \quad (14)$$

Le CAP pour le vaccin (*VAC*) est égal au CAP pour éviter le risque de symptômes grippaux dus à la fièvre Q additionné du CAP pour éviter le risque de complications graves. Le CAP pour le dépistage (*DEP*) est égal au CAP pour éviter le risque de complications graves additionné d'un altruisme pour que ce risque soit aussi évité chez les individus à risque.

Remarquons qu'un modèle basé sur l'hypothèse d'un altruisme pur conduit à un résultat identique. En effet, si une personne soucieuse du niveau de bien-être des autres détermine son consentement à payer pour le dépistage en ignorant le fait que ceux-ci expriment également un consentement à payer, le résultat sera formellement identique à celui donné ci-dessus puisque cette personne évaluerait l'amélioration de l'état de santé des autres en considérant leurs revenus inchangés. Par conséquent, nous n'avons pas les moyens d'identifier si la valeur estimée relève d'un altruisme paternaliste orienté vers l'état de santé ou d'un altruisme pur.

3 Les données

31 Stratégie d'échantillonnage et questionnaire

La région de l'ouest de l'étang de Berre ne présente pas les caractéristiques des zones géographiques usuellement touchées par la fièvre Q (régions alpines et zones d'élevage). Toutefois, sa proximité avec une zone extensive d'élevage et de pâturage (La Crau), sous les vents dominants (mistral) de laquelle elle se trouve, est certainement associée aux forts taux d'incidence et de prévalence trouvés dans cette zone (Tissot-Dupont et al, 1999).

L'enquête a été menée du 28 mai au 15 juin 2001 dans les trois communes les plus peuplées de la périphérie ouest de l'étang de Berre (Martigues, Istres et Salon de Provence)

comptant environ 122 500 habitants. La stratégie d'échantillonnage a utilisé un tirage aléatoire en trois étapes. La zone géographique couverte par les trois communes a d'abord été découpée en 50 zones d'enquête agrégeant les zones de recensement plus petites (quelques hectares) utilisées par l'Insee dans le recensement général de la population, dont toutes les habitations sont repérées. Dans chacune des zones d'enquête, 200 numéros de lots cadastraux (adresses) ont d'abord été tirés au sort (première étape). Pour chaque adresse, un foyer a ensuite été identifié par tirage au sort, sauf s'il s'agissait d'une habitation individuelle (deuxième étape). Une lettre informant de la tenue de l'enquête et exposant les caractéristiques de la fièvre Q a alors été envoyée. Dans chaque foyer, l'enquêteur a procédé au tirage au sort d'une personne dans la liste des personnes majeures habitant à titre principal depuis au moins trois mois à cette adresse (troisième étape).

Au cours de l'enquête, 5 282 ménages ont été sollicités, dont 1 231 n'ont pu être contactés car absents (1 135) ou non-éligibles (96 personnes résidant depuis moins de trois mois dans la zone considérée). Sur les 4 051 ménages restant, 2 698 ont permis de tirer au sort une personne consentant à répondre au questionnaire (taux de réponse : 66,6%). Après une présentation des aspects de la fièvre Q, le questionnaire a été administré en face-à-face.

Le questionnaire a été construit en accord avec les recommandations usuelles visant à limiter les biais inhérents à la MEC (voir Mitchell et Carson, 1989). Il comprend 199 questions réparties en cinq grands volets identifiant la composition et l'habitat du ménage du répondant, la nature des facteurs d'exposition des cinq années antérieures, l'existence de facteurs de risque, la situation socioéconomique du ménage et enfin le CAP pour deux actions distinctes envisageables, individuelle (vaccination) et collective (dépistage), liées à la fièvre Q. Dans le même temps, un prélèvement sanguin capillaire permettant de diagnostiquer la présence de la fièvre Q était effectué auprès de 2 659 personnes en ayant accepté le principe. Finalement, l'enquête a concerné environ un habitant sur 46 dans la zone étudiée, et les prélèvements sanguins ont décelé 153 cas de fièvre Q, soit une prévalence de 5,75% (153/2 659). Tous les individus ont été informés du résultat positif de leur sérologie (soit 64 cas de forme aiguë de la fièvre Q et 89 cas de forme chronique).

32 Statistiques descriptives de la population et des CAP révélés

L'évaluation des CAP s'est déroulée en deux temps. D'abord, la personne interrogée devait dire si elle était prête à contribuer à chacun des deux programmes, puis le cas échéant, pour quel montant maximal. Afin d'aider l'individu à définir son CAP maximal pour chacun des programmes, une carte de paiement a été utilisée, cette méthode ayant été validée dans la littérature (Donaldson *et al.*, 1997). En cas de refus de contribution, la raison en était demandée. En effet, des études précédentes (Jorgensen et Syme, 2000, Strazzera *et al.*, 2003, Yoo *et al.*, 2001) ont montré qu'une absence de réponse à la question sur le CAP ne signifie pas systématiquement une réelle valeur nulle attribuée au programme ("vrai zéro"), mais souvent une réponse protestataire vis-à-vis du principe même de contribution. Se fondant sur une liste prédéfinie de raisons de refus de contribution, le CAP est alors considéré comme égal à zéro dans le premier cas et comme valeur manquante en cas de protestation. Notre étude, en excluant de l'analyse les réponses protestataires, partage donc les limites de la plupart des évaluations contingentes, la principale étant d'être exposée à une mauvaise spécification de la distribution des CAP puisque les individus protestataires ne participent pas à l'estimation des CAP.

Dans la mesure où notre analyse se fonde sur la comparaison des montants attribués aux deux programmes, nous retenons un échantillon composé des 1 262 individus qui ont donné une valeur monétaire (CAP ≥ 0) pour les deux programmes. L'annexe 1 résume les principales caractéristiques de l'échantillon complet, ainsi que des deux sous-échantillons composés des individus qualifiés de protestataires et de non-protestataires.

La comparaison des deux sous-échantillons indique que les protestataires sont significativement plus âgés que les non protestataires et qu'ils sont plus fréquemment de sexe masculin. Une autre différence marquante est la proportion importante de refus de renseigner le niveau de revenu chez les protestataires (40%) comparée à celle des non-protestataires (25%), ce qui semble confirmer le choix de la règle d'exclusion des individus. En ce qui concerne le comportement de consommation de soins, les individus qui ont donné un CAP pour les deux programmes sont plus nombreux à déclarer avoir des consultations médicales plus fréquentes et ont un taux de prévalence de la fièvre Q chronique plus élevé (4% contre 2,6%). Il semble donc que les deux sous-échantillons diffèrent sur certaines variables, et la généralisation des résultats à l'ensemble de la population devra donc être faite avec précaution.

Deux variables essentielles à l'analyse ont été créées pour mesurer le risque de complications sanitaires, mais aussi le risque supplémentaire de contracter la fièvre Q (voir les quatre dernières lignes du tableau de l'annexe 1). La première concerne les personnes ayant déclaré avoir un souffle au cœur et/ou une valve artificielle et/ou une prothèse artérielle et/ou des rhumatismes dans l'enfance et/ou être enceinte au moment de l'enquête, soit 465 personnes (17,5%). La seconde concerne les personnes travaillant (ou ayant travaillé récemment) avec des animaux et/ou entrant souvent dans un pigeonnier et/ou ayant abattu un mouton l'année de l'enquête et/ou ayant un élevage d'animaux privés et/ou pratiquant souvent la chasse, soit 295 personnes (11,1%). Les échantillons protestataires et non protestataires ne présentent pas de différences significatives quant à la distribution de ces deux variables.

Un peu plus d'un tiers (974) de la population refuse toute contribution. Soixante-trois pour cent de la population (1 685) a consenti à payer⁶ pour au moins un programme et seuls 25% (678) consentent à contribuer aux deux programmes. Sur l'ensemble de l'échantillon, 78% (2 081) de la population a exprimé une valeur non protestataire pour le programme de vaccination et 53% (1 412) pour le programme de dépistage (tableau 1). En première analyse, que ce soit au sein de l'échantillon complet ou au sein du sous-échantillon des non-protestataires, le CAP moyen (en euro, €) est plus élevé pour le programme de vaccination (respectivement $16,1 \pm 27,1$ et $17,7 \pm 30,5$) que pour le programme de dépistage (respectivement $14,9 \pm 21,5$ et 15 ± 22). Ce premier résultat est ainsi conforme à la caractérisation formelle en termes de bénéfices sanitaires effectuée dans la section précédente.

Tableau 1 : Répartition des contributions (en euro)

	Echantillon initial (n=2 659)		Non protestataires (n=1 262)	
	Prg. Vaccin	Prg. Dépistage	Prg. Vaccin	Prg. Dépistage
Contribution	1 309 (49,2%)	1 054 (39,6%)	840 (66,6%)	929 (73,6%)
Ne veut pas contribuer	1 350 (50,8%)	1 605 (60,4%)		
Raison "vrai zéro"	772 (57,2%)	358 (22,3%)	422 (33,4%)	333 (26,4%)
Raison "protestataire"	578 (42,8%)	1 247 (77,7%)	na	na
CAP moyen (écart-type)	16,1 ($\pm 27,1$)	14,9 ($\pm 1,5$)	17,7 ($\pm 30,5$)	15 (± 22)
CAP médian	11	8	15	8

⁶ C'est-à-dire a déclaré un CAP strictement positif.

4 Résultats empiriques

Si en moyenne, le CAP est plus élevé pour le programme de vaccination que pour le programme de dépistage, conformément à une analyse qui ne tiendrait compte que des motifs purement égoïstes des individus, le détail des résultats démontre la présence d'altruisme. Dans cette section, nous commençons par présenter les résultats généraux pour les CAP. Nous montrons ensuite que ces résultats ne peuvent s'expliquer autrement que par la présence d'altruisme et proposons une estimation de la part de l'altruisme dans le CAP. Nous dressons enfin quelques conséquences opérationnelles.

4.1 Valeurs des consentements à payer

Le tableau 2 représente les CAP moyens calculés sur l'échantillon non protestataire pour la vaccination et le programme de dépistage.⁷ Nous distinguons les deux niveaux d'exposition à un risque de complications sanitaires (exposé et non exposé) et les deux niveaux d'exposition à un risque supplémentaire de contracter la fièvre Q (exposé et non exposé) précédemment évoqués. La dernière colonne et la dernière ligne représentent les moyennes marginales, et la case en bas à droite les moyennes calculées sur l'ensemble de la population.

Tableau 2 : CAP moyens en fonction du risque sanitaire et du risque d'exposition (euro)

	DEP VAC	Exposition à un risque supplémentaire de contracter la fièvre Q					
		Non Exposé		Exposé		Total	
Exposition à un risque de complications sanitaires associées à la fièvre Q	Non Exposé	14,06	N=911	17,56	N=105	14,44	N=1 016
		(17,99)		(24,65)		(18,80)	
	Exposé	15,73		19,57		16,13	
		(19,47)		(20,42)		(19,59)	
	Exposé	14,30	N=194	14,26	N=28	14,29	N=222
		(20,81)		(11,37)		(19,85)	
	Total	15,71		20,93		16,37	
		(21,77)		(28,43)		(22,71)	
Total	14,12	N=1 105	16,87	N=133	14,41	N=1 238	
	(18,50)		(22,52)		(18,98)		
		15,73		19,86		16,17	
		(19,88)		(22,23)		(20,18)	

Les écart-types figurent entre parenthèses.

En première analyse, nous constatons qu'en moyenne, la population est prête à payer environ 16,2 € pour la vaccination et 14,4 € pour le programme de dépistage. Le niveau d'exposition au risque de complications ne présente pas de différences significatives entre la population exposée et non exposée (voir les tests formels d'égalité de moyenne en annexe 2) : 14,3 vs. 14,4 pour le dépistage, 16,4 vs. 16,1 pour la vaccination. En revanche, le niveau d'exposition au risque supplémentaire de contracter la maladie traduit des différences

⁷ Dans la suite de l'analyse, 24 individus (1,9%) qui déclaraient consacrer plus de 10% de leur revenu mensuel à au moins un de ces programmes ont été exclus. Cette troncature de l'échantillon est en accord avec les recommandations de divers auteurs (Mitchell et Carson, 1989, par exemple) qui cherchent à limiter le biais hypothétique de la MEC en éliminant une partie de la population dont les réponses diffèrent anormalement de celles du reste de la population. Cette exclusion laisse les résultats de l'ensemble de la section pratiquement inchangés, la seule conséquence notable étant la réduction des écart-types pour les populations à faible effectif.

importantes : 16,9 vs. 14,1 pour le dépistage et 19,9 vs. 15,7 pour la vaccination. Les individus exposés à un risque supplémentaire de contracter la fièvre Q déclarent ainsi être prêts à payer plus que les individus non exposés à ce risque supplémentaire pour chacun des deux programmes, ce qui est cohérent avec l'intuition et le modèle d'utilité proposé.

Par ailleurs, quelles que soient les expositions au risque sanitaire et au risque supplémentaire de contracter la fièvre Q, le CAP moyen pour le programme de vaccination est supérieur à celui pour le programme de dépistage (voir l'annexe 2). La différence n'est toutefois significative que dans un tiers des cas, et ce, pour deux raisons. La première, purement technique, résulte du faible nombre d'observations pour les sous-populations exposées à un risque supplémentaire (sanitaire ou de contracter la fièvre Q). La seconde, plus conceptuelle, est relative à l'objet même de cette étude : la présence éventuelle d'une composante altruiste dans le CAP pour le dépistage.

42 Existence et caractérisation des individus altruistes

La section 23 montrait que les individus pour lesquels DEP est supérieur à VAC (ou $DEP > 0$ alors que ces individus ne bénéficient pas du programme de dépistage) faisaient preuve d'altruisme. L'application de ce critère aux données conduit à 823 individus altruistes sur 1 238 (soit 66,5%). Dans cette section, nous nous attachons à mettre en évidence les déterminants de l'altruisme, c'est-à-dire l'existence de caractéristiques individuelles susceptibles de l'expliquer.

Pour ce faire, nous avons recours à un modèle à choix binaire dans lequel la variable altruiste constitue la variable dépendante, et les diverses caractéristiques de la population (parmi lesquelles celles présentées dans l'annexe 1) constituent les variables indépendantes. Le modèle utilisé est un modèle logit⁸ qui s'estime sans difficultés par maximum de vraisemblance, et dont les résultats sont reproduits dans le tableau 3. Du fait de données manquantes, essentiellement pour le revenu, le nombre d'observations utilisé lors de l'estimation est de 885; parmi lesquelles 616 sont altruistes et 269 non altruistes.

Le modèle est globalement très significatif puisque la p -value du test de nullité jointe des coefficients est inférieure à 0,0001. L'analyse des résultats met en évidence un certain nombre de variables ayant un effet significatif sur la probabilité d'être altruiste. Parmi les variables qualitatives, "Avoir un niveau d'étude supérieur au baccalauréat", "Penser que l'Etat devrait investir plus dans la santé", "Accepter la vaccination", "Souscrire à une mutuelle de santé", et "Habiter en ville" sont autant de facteurs qui augmentent la probabilité d'être altruiste. "Avoir un risque supérieur de complications sanitaires", par contre, joue très négativement sur la probabilité d'être altruiste, puisque toutes choses égales par ailleurs, les individus concernés le sont sept fois moins.

Parmi les variables quantitatives, plus le nombre de majeurs au foyer est important, plus le répondant aura tendance à être altruiste, les considérations altruistes augmentant ainsi avec la taille de l'entourage familial. De même, chaque fois que le revenu mensuel augmente de 1 500 €, la probabilité d'être altruiste double. Ce résultat est conforme à ceux obtenus dans la littérature puisque les individus appartenant aux classes de revenu les plus élevées sont connus pour adhérer à la prévention et aux dépistages dans de plus fortes proportions que le

⁸ Un autre choix envisageable, permettant de tenir compte de la différence entre les échantillons d'individus protestataires et non-protestataires, serait un modèle probit multivarié dans lequel la première équation modéliserait les déterminants agissant sur la probabilité d'être non-protestataire.

reste de la population (Jones, 1994; Wu, 2003). L'effet de l'âge est quadratique, positif jusqu'à l'âge "théorique" de 102 ans, et présente un maximum à l'âge de 51 ans. Ainsi, un répondant de 51 ans a-t-il, toutes choses égales par ailleurs, une probabilité 50% plus élevée d'être altruiste qu'un répondant de 20 ans.

Le modèle, lorsqu'il est utilisé pour prévoir le statut d'altruiste, conduit à un pourcentage de prévisions correctes de 81,2%. Tout en gardant à l'esprit qu'un modèle naïf qui considérerait tout le monde comme altruiste effectuerait 69,6% (616/885) de prévisions correctes, ce chiffre traduit néanmoins l'influence effective de certaines variables sur la probabilité d'être altruiste.

Tableau 3 Résultats du modèle logit (la variable dépendante vaut 1 si l'individu est altruiste)⁹

Variable	Coefficient	P-value	Odds ratio
Constante	-3,6116	<0,0001	-
Nombre de majeurs au foyer	0,2165	0,0903	1,242*
Nombre de mineurs au foyer	0,0454	0,6496	1,046
Niveau d'étude > bac (=1)	0,5604	0,0084	1,751**
A déjà eu la fièvre Q (=1)	-0,7826	0,2529	0,457
Fièvre Q dans entourage (=1)	0,2598	0,4543	1,297
Bon état de santé (=1)	0,1661	0,5103	1,181
Plus de 6 consultations dans les 12 mois (=1)	0,1480	0,4765	1,160
Plus d'une consultation dans les 30 jours (=1)	-0,2728	0,2361	0,761
Actuellement enceinte (=1)	-1,7317	0,1226	0,177
Suit un traitement immunitaire (=1)	0,1891	0,4136	1,208
L'Etat devrait investir plus dans la santé (oui=1)	0,5295	0,0114	1,698**
Accepte la vaccination (=1)	0,8291	<0,0001	2,291**
Fumeur (=1)	0,2027	0,3566	1,225
A souscrit à une mutuelle (=1)	0,7401	0,0202	2,096**
Revenu mensuel (en euro)	0,000492	<0,0001	2,091** [§]
Habite en ville (=1)	0,5064	0,0369	1,659**
Sexe (homme =1)	0,1629	0,3983	1,177
Âge (en années)	0,0441	0,0877	1,045*
Carré de l'âge (en années)	-0,00043	0,0881	1,000*
Risque supp, de contracter la fièvre Q (=1)	0,4696	0,1283	1,599
Risque de complications sanitaires (=1)	-1,9569	<0,0001	0,141**

Nombre d'observations : 885

Log-vraisemblance du modèle estimé : -543,55

Log-vraisemblance du modèle avec constante uniquement : -430,65

Test de nullité jointe des coefficients (test du rapport de vraisemblance) 225,78

p-value associée (21 degrés de liberté) <0,0001

** Odds ratio significativement différent de 1 au seuil de 5%.

*Odds ratio significativement différent de 1 au seuil de 10%.

[§] Odds ratio calculé pour une variation de 1 500 €

⁹ Le type de modèle utilisé n'autorise pas une interprétation directe des coefficients estimés sur la probabilité d'être altruiste. Les coefficients traduisent par contre le sens (par leur signe) et l'intensité (par leur significativité) de l'effet. Une traduction de l'effet d'une modification d'une unité de la variable explicative sur la probabilité d'être altruiste est donnée par les odds ratio. Ceux-ci représentent, toutes choses égales par ailleurs, l'effet d'une modification de la variable explicative sur la probabilité d'être altruiste. Pour les variables dichotomiques, il traduit donc l'effet du passage de 0 à 1 de la variable considérée, alors que pour les variables quantitatives (les nombres de personnes, l'âge, le revenu), il traduit l'effet d'une modification d'une unité de cette variable. Un odds ratio de 1,5 (respectivement de 0,4) signifie par exemple qu'une variation d'une unité de la variable considérée augmente de 50% (respectivement diminue de 60%) la probabilité d'être altruiste, toutes choses égales par ailleurs.

43 Estimation de la part du consentement à payer attribuable à l'altruisme

Nous cherchons maintenant à caractériser l'altruisme en interprétant les résultats précédents à la lumière du modèle théorique proposé dans la section 2. Dans l'expression (14), trois éléments contribuent aux CAP :

(i) le CAP pour éviter un épisode grippal (présent dans *VAC*) :

$$CAP_i(sg) = W_i'(w)^{-1} [V_i(b) - V_i(sg)], \quad (15)$$

(ii) le CAP pour éviter des complications graves (présent dans *VAC* et *DEP*)

$$CAP_i(cg) = W_i'(w)^{-1} q [V_i(sg) - V_i(cg)], \quad (16)$$

(iii) le CAP pour que les autres évitent des complications graves (présent dans *DEP*) :

$$CAP_i^A(cg) = W_i'(w)^{-1} [f_i(E\bar{V}_D(s)) - f_i(E\bar{V}(s))]. \quad (17)$$

Afin d'identifier les valeurs moyennes de ces CAP, nous distinguons les individus exposés et les individus non-exposés à un risque supplémentaire de contracter la fièvre Q. Nous supposons que ces deux sous-groupes ne diffèrent que par leurs niveaux respectifs d'exposition, et non par les CAP moyens. Autrement dit, nous supposons que les moyennes des CAP pour éviter respectivement des complications graves, un épisode de type grippal et éventuellement celui relevant de l'altruisme, ne diffèrent pas entre les deux sous-groupes, et nous cherchons à les estimer.

Le sous-groupe des individus exposés à un risque supplémentaire de contracter la fièvre Q compte 133 individus avec un *VAC* moyen de 19,86 € et un *DEP* moyen de 16,87 € (voir le tableau 2), c'est à dire :

$$\begin{aligned} 19,86 &= \bar{p} [\overline{CAP}(sg) + \overline{CAP}(cg)] \\ 16,87 &= \bar{p} \overline{CAP}(cg) + \overline{CAP}^A(cg) \end{aligned} \quad (18)$$

où \overline{CAP} désigne la valeur moyenne des consentements à payer et \bar{p} la probabilité moyenne dans ce groupe d'être victime de la fièvre Q.

Le second sous-groupe (les non exposés à ce risque supplémentaire) compte 1 105 individus avec un *VAC* moyen de 15,73 € et un *DEP* moyen de 14,12 €, c'est à dire,

$$\begin{aligned} 15,73 &= p [\overline{CAP}(sg) + \overline{CAP}(cg)] \\ 14,12 &= p \overline{CAP}(cg) + \overline{CAP}^A(cg) \end{aligned} \quad (19)$$

De simples manipulations algébriques conduisent aux résultats suivants :

- $\frac{\bar{p}}{p} = \frac{19,86}{15,73} \cdot p$, c'est à dire que le niveau (perçu) d'exposition dans la population exposée à un risque supplémentaire est environ 26% supérieur à celui de la population non exposée,
- $p \overline{CAP}(sg) \approx 5,26$ €, les individus normalement exposés sont prêts à payer en moyenne 5,26 € pour éviter avec une probabilité p un épisode de type grippal,
- $p \overline{CAP}(cg) \approx 10,47$ €, les individus normalement exposés sont prêts à payer en moyenne 10,47 € pour éviter le risque selon une probabilité pq de complications graves,
- $\overline{CAP}^A(cg) = 3,65$ €, l'altruisme envers autrui se traduirait par un CAP de l'ordre de 3,65 €

L'altruisme représenterait donc environ un quart (3,65 € 14,41 €) du CAP pour un programme de dépistage. Il convient de rester prudent dans l'interprétation des valeurs monétaires calculées, et de les considérer plutôt comme des ordres de grandeur. En effet, comme dans toute enquête de révélation des CAP, elles sont conditionnées par la perception individuelle des risques, qui ne reflète pas nécessairement les risques objectifs. L'évaluation que font les individus des risques d'être atteint par la Fièvre Q et d'en subir les conséquences graves (*cg*), ainsi que l'évaluation des états de santé correspondant aux conséquences sanitaires de type grippal (*sg*) ou aux conséquences sanitaires graves (*cg*), influencent donc directement les CAP exprimés. La mesure des risques perçus et leur impact sur les CAP révélés reste à ce jour un champ de recherche peu investi. Des travaux récents, croisant psychologie et économie, semblent toutefois permettre une telle mesure (voir, par exemple, les travaux de Manski, 2004 ; sur la révélation des anticipations dans les questionnaires d'évaluation contingente).

44 Conséquences opérationnelles

Utilisons tout d'abord les résultats précédents pour estimer le CAP pour éviter chacun des deux états de santé dégradés. En retenant la prévalence $p=0,058$ observé sur l'échantillon total (qui est très proche de la valeur de 0,05 obtenue sur la région par Raoult et *al.* (1987), nous obtenons un CAP pour éviter un épisode de type grippal d'une durée de 7 à 10 jours de 90,7 € Ces résultats sont comparables à ceux de Carrat et al (2001) portant sur les CAP pour éviter les symptômes d'une grippe pendant 1 ou 3 jours, qui sont respectivement de 31,9 et 51,8 €

Si l'on retient $q=0,01$ pour la probabilité d'avoir des complications sanitaires graves, on obtient un CAP pour éviter des complications graves (voire mortelles) de 18 050 € Ce chiffre est bien supérieur à celui obtenu pour éviter un épisode de type grippal, ce qui est rassurant, mais il est sans doute audacieux de vouloir en dériver une valeur d'évitement d'un décès, ne serait ce que parce que les complications ne sont pas nécessairement fatales. Ces chiffres résultent, bien entendu, d'une valeur moyenne sur l'ensemble de la population, et ne représentent qu'imparfaitement l'hétérogénéité des valeurs individuelles.

Il est ensuite intéressant de comparer les résultats de la section précédente à ceux que l'on obtiendrait si l'on ignorait la présence potentielle d'altruisme. Ceci revient à supposer que les CAP ne se composent que des éléments suivants :

$$\begin{aligned} VAC &= p[\overline{CAP}(sg) + \overline{CAP}(cg)] \\ DEP &= p\overline{CAP}(cg) \end{aligned} \quad (20)$$

Se fondant sur les valeurs moyennes des CAP obtenues pour la population totale, c'est-à-dire 16,17 € pour *VAC* et 14,41 € pour *DEP*, on en inférerait que le CAP pour éviter un épisode de type grippal avec la probabilité p est de 1,76 € (*i.e.* : $p\overline{CAP}(sg) \approx 1,76€$) au lieu de 5,26 € et que le CAP pour éviter le risque selon une probabilité pq de complications graves, est de 14,41 € (*i.e.* : $p\overline{CAP}(cg) \approx 14,41€$) au lieu de 10,47 € Ignorer la part de l'altruisme, conduit donc, dans la présente étude, à surestimer le CAP pour éviter les complications graves et à sous-estimer le CAP pour éviter un épisode grippal d'un facteur trois.

Abordons enfin la légitimité de la prise en compte dans le calcul économique d'une valeur monétaire associée à l'altruisme. L'économie de l'environnement s'est intéressée à ce problème depuis une dizaine d'années, et beaucoup d'auteurs, tels Diamond et Hausman

(1993), Milgrom (1993) et en général, les opposants à l'utilisation de la MEC comme moyen de révélation des préférences, redoutent un **double comptage**.

Considérons en effet le cas de l'altruisme pur. Si, en répondant à une enquête d'évaluation contingente, un altruiste pur considère que chacun des autres enquêtés va exprimer un CAP tel que son niveau d'utilité reste inchangé, alors son propre CAP ne prendra en compte que la part égoïste de ses préférences. Si l'on ne s'éloigne pas trop de l'optimum social (ce qui est le cas pour un projet dont l'impact est relativement limité sur la santé), la variation totale d'utilité (bénéfices sanitaires moins coûts) d'autrui lors de la mise en place du projet est nulle, et il ne faut donc pas prendre en compte de part altruiste dans les CAP.

L'usage des résultats d'une enquête d'évaluation contingente peut alors s'avérer problématique et risque de révéler des différences substantielles entre des CAP qui n'exprimeraient que l'opinion éthique des individus sur ce qu'il conviendrait de faire pour la communauté et le coût réel d'un programme que les individus seraient prêts à supporter (Shiell et Rush, 2003). Si les altruistes purs prennent en compte le fait que les autres expriment également un consentement à payer, la valeur obtenue sera correcte. Par contre, s'ils l'ignorent, ce qui est plausible, se pose alors le problème de double comptage puisque la valeur obtenue compte une part altruiste évaluant une amélioration de bien-être qui n'existe pas. Le cas de l'altruisme paternaliste orienté vers la santé des autres est différent. En effet, même si l'utilité des autres reste inchangée, l'amélioration de leur état de santé constitue bien une externalité positive qui justifie un CAP de la part de l'altruiste paternaliste, et dont on doit tenir compte dans l'analyse de bien-être.

L'enquête menée ne nous permet cependant pas de déterminer si la valeur altruiste obtenue correspond à un altruisme pur ou un altruisme paternaliste orienté vers l'état de santé. Selon l'une ou l'autre possibilité, les valeurs dont il faudrait tenir compte pour l'évaluation économique sont différentes.

Supposons ainsi que deux politiques publiques de prévention luttant contre la fièvre Q soient envisageables : l'une porte sur la vaccination et l'autre sur un dépistage ciblé, toutes deux gratuites et systématiques dans la zone géographique concernée. Si l'existence d'altruisme est totalement ignorée, le bénéfice moyen individuel pour la vaccination est évalué à 16,17 € supérieur à celui de 14,41 € qui correspond à la campagne de dépistage. Si par contre on considère un altruisme pur qu'il faut retrancher de l'évaluation par crainte de double comptage, le bénéfice moyen individuel de la vaccination s'établit toujours à 16,17 € et celui du dépistage à 10,76 € (soit 14,41 € - 3,65 €). Enfin, si l'on considère qu'il s'agit d'un altruisme paternaliste orienté vers la santé, il n'était pas inclus dans le CAP pour le programme de vaccination et il convient alors de l'ajouter. Le bénéfice moyen individuel s'établit alors à 19,82 € (soit 16,17 € + 3,65 €) pour la vaccination et à 14,41 € pour le dépistage.

Les valeurs ci-dessus ne remettent pas en cause la hiérarchie entre les deux programmes bien que les résultats diffèrent sensiblement. Les différences liées à la prise en compte de l'altruisme peuvent toutefois suffire à inverser le caractère coût-bénéfique des politiques lorsque les coûts sont introduits dans l'analyse. Cette dernière se complexifie encore si la politique de prévention envisagée n'est plus totalement gratuite, comme ce serait le cas pour une prise en charge partielle par la collectivité de la vaccination ou du dépistage. Quelle est alors la valeur de l'altruisme dont il faut tenir compte ?

5 Conclusion

Les économistes de la santé déplorent souvent la faible part de la prévention dans les dépenses de santé, à juste titre si l'on suit les nombreuses évaluations concluant qu'il est économiquement plus avantageux de prévenir la survenance de maladies que de développer des programmes de soins sophistiqués pour les combattre. Si ces arguments économiques n'ont guère eu d'impact politique jusque-là, cela tient peut-être à l'approche "objective" traditionnellement utilisée. Cette dernière se caractérise en effet par une reconstruction des préférences individuelles, et n'est pas fondée sur l'expression directe de celles-ci concernant le programme de prévention.

Le recours à des méthodes d'évaluation contingente pourrait permettre de renforcer les arguments économiques. Il sera toutefois nécessaire, comme nous l'avons montré, de préciser la méthode, notamment, en intégrant explicitement le facteur "altruisme". En effet, la mise en œuvre effective d'un programme de prévention n'est souvent possible qu'à la condition d'une prise en charge collective. L'altruisme occupera alors une place essentielle dès lors que l'évaluation contingente concernera la mise en œuvre publique du programme de prévention. Le prendre en compte sans discernement, notamment lorsqu'il relève de l'altruisme pur, risque de conduire à un double comptage, et donc à une surévaluation du programme de santé publique proposé.

Inversement, ne pas en tenir compte peut conduire à une inefficacité si l'altruisme est de type paternaliste orienté vers la santé, et correspond à une externalité positive. L'usage de la méthode d'évaluation contingente se développant rapidement en économie de la santé, une étude plus fine de la nature de l'altruisme constitue logiquement une piste de recherche nécessaire à un éclairage averti du décideur public. On peut citer à cet égard des résultats précurseurs de Lindberg (2003) qui tente dans un questionnaire portant sur la sécurité routière, d'identifier les deux types d'altruisme. Dans l'échantillon étudié, il observe un pourcentage très faible d'altruistes purs (de 2,5 à 4%), la forme majoritaire d'altruisme étant l'altruisme paternaliste orienté vers la santé des autres, que l'auteur ne peut toutefois dissocier empiriquement de l'altruisme impur.

6 Références bibliographiques

- Andreoni, J. (1990), Impure Altruism and Donations to Public-Goods: A Theory of Warm Glow Giving, *Economic Journal* **100**, 464-477.
- Araña J. and León C. (2002) Willingness to pay for health risk reduction in the context of altruism, *Health Economics* **11**, 623-635
- Bergstrom, T. C. (1982), When is a Man's Life Worth More than His Human Capital? In: Jones-Lee (ed., 1982) *The Value of Life and Safety: Proceedings of a Conference Held by the Geneva Association*. Amsterdam: North-Holland.
- Carrat F, Sahler C, Le Galès C, Schwarzinger M, Nicolas M, et Bungener M. (2001) How much are patients willing to pay for an earlier alleviation of influenza? *International Congress Series* **1219**, 67-71.
- CDCP. (2003) Q fever. In. www.cdc.gov/ncidod/dvrd/qfever ed: Centers for Disease Control and Prevention; 2003.
- Diamond P. and Hausman J. (1993) On contingent valuation measurement of nonuse values In: Hausman, J.A. (Ed., 1993) *Contingent Valuation: A Critical Assessment*. Amsterdam: North-Holland. 3-38.

- Diener A, O'Brien B, et Gafni A. (1998) Health care contingent valuation studies: a review and classification of the literature. *Health Economics* **7(4)**, 313-326.
- Donaldson, C., Thomas, R. and Torgerson, D.G. (1997) Validity of open-ended and payment scale approaches to eliciting willingness to pay. *Applied Economics* **29**, 79-84.
- Dranove D. (1998) Is there underinvestment in R&D about prevention? *Journal of Health Economics*; **17(1)**, 117-27.
- Fenina A, et Geffroy Y. (2003) Les Comptes de la santé en 2002. *DREES-Etudes et Résultats* **246**.
- Hatchette T.F., Hayes M., Merry H., Schlech WF, et Marrie TJ. (2003) The effect of *C. burnetii* infection on the quality of life of patients following an outbreak of Q fever. *Epidemiology & Infections* **130(3)**, 491-495.
- Hodgson T, et Meiners M. (1982) Cost of illness methodology: a guide to current practices and procedures. *Milbank Memorial Fund Quarterly* **60(3)**, 429-462.
- Johansson P.-O. (1992) Altruism in Cost-Benefit Analysis. *Environmental and Resource Economics* **2**, 605-613.
- Johansson, P.-O. (1993) *Cost-Benefit Analysis of Environmental Change*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Jones, L. (1994) *The social context of health and health work*, Mac Millan Press Ltd, London.
- Jones-Lee, M. W. (1991), Altruism and the Value of other people's safety, *Journal of Risk and Uncertainty*, **4**, 213-19.
- Jones-Lee, M. W. (1992) Paternalistic Altruism and the Value of Statistical Life. *Economic Journal* **102**, 80-90.
- Jorgensen B, and Syme G. (2000) Protest responses and willingness to pay: attitude toward paying for stormwater pollution abatement. *Ecological Economics* **33**, 251-265.
- Karni, E. et Safra, Z. (2002) Individual sense of justice: a utility representation, *Econometrica*, **70**, 263-284.
- Kenkel D. (2000) Prevention. In: Culyer A, Newhouse J, editors. *Handbook of health economics*. 1B. Amsterdam: North Holland; 1675-1720.
- Le Fur P, Paris V, Pereira C, Renaud T, et Sermet C. (2003) Les dépenses de prévention dans les Comptes nationaux de la santé. Une approche exploratoire. *DREES-Etudes et Résultats* **247**.
- Lindberg G. (2003) Benevolence and the value of statistical life Safety of children relatives & friends, Chap 3 PhD dissertation, http://www.vti.se/tek/MC-tema-filer/doc/seminarium/gli_ch3.pdf
- Manski C. (2004), Measuring expectations, Department of Economics and Institute for Policy Research, *Northwestern University*, mimeo, January.
- Maurin M et Raoult D. (1999) Q fever. *Clinical Microbiology Reviews* **12(4)**, 518-53.
- McConnell, K. E. (1997) Does Altruism Undermine Existence Value?, *Journal of Environmental Economics and Management*, **32:1**, 22-37.
- Milgrom, P. (1993) Is Sympathy an Economic Value? Philosophy, Economics, and the Contingent Valuation Method. In: Hausman, J.A. (Ed., 1993) *Contingent Valuation: A Critical Assessment*. Amsterdam: North-Holland. 417-441.
- Mitchell R.C. et Carson R.T. (1989), Using survey to value public goods : the contingent valuation method, *Resources for the Future*, John Hopkins University Press.
- Needleman L. (1976) Valuing other people's lives, *Manchester School* **44**, 309-42.
- Onwujekwe O., Chima R., Shu E., Nwagbo D., Akpala C., Okonkwo P. (2002) Altruistic willingness to pay in community-based sales of insecticide-treated nets exists in Nigeria, *Social Science & Medicine* **54** 519-527.
- Raoult D, Toga B, Chaudet H, et Chiche-Portiche C. (1987) Rickettsial antibody in southern France: antibodies to *Rickettsia conorii* and *Coxiella burnetii* among urban, suburban

- and semi-rural blood donors. *Transactions of the Royal Society of Tropical Medicine and Hygiene.*; **81(1)** 80-1.
- Rosner, B. (1995), *Fundamentals of Biostatistics*, 4th edition, Duxbury Press, International Thomson Publishing Company.
- Shiell A, Rush B. (2003) Can willingness to pay capture the value of altruism? An exploration of Sen's notion of commitment. *Journal of Socio-Economics*,**32**, 647-660.
- Strazzeria E, Genius M, Scarpa R, et Hutchinson G. (2003) The effect of protest votes on the estimates of WTP for use values of recreational sites. *Environmental and Resource Economics* **25(4)**, 461-476.
- Tissot-Dupont H, Torres S, Nezri M, et Raoult D. (1999) Hyperendemic focus of Q fever related to sheep and wind. *American Journal of Epidemiology* **150(1)**, 67-74.
- Viscusi W. K., and Evans W. (1990) Utility functions that depend on health status : estimates and economic implications. *American Economic Review* **80**, 357-374.
- Wu S. (2003) Sickness and preventive medical behavior. *Journal of Health Economics* **22(4)**, 675-89.
- Yoo S, Kim T, Lee J. (2001) Modeling zero response data from willingness to pay surveys. A semi-parametric estimation. *Economics Letters* **71**, 191-196.

Annexe 1 : Caractéristiques de l'échantillon

	Non protestataires¹⁰ (n=1 262)	Protestataires¹¹ (n=1 397)	Total (n=2 659)
Age	48,33 (±17,93)**	50,33 (±13,23)	49,38 (±17,08)
Sexe (Homme)	444 (35,2%)**	547 (39,1%)	991 (37,3%)
Niveau d'étude > bac	478 (37,9%)	528 (37,8%)	1 004 (37,8%)
Revenu mensuel (euro)	**		
< 381	40 (3,2%)	28 (2,0%)	68 (2,6%)
381 à 818	154 (12,2%)	126 (9,0%)	280 (10,5%)
819 à 1 524	227 (18,0%)	208 (14,9%)	435 (16,4%)
1 525 à 2 286	239 (18,9%)	224 (16,0%)	463 (17,4%)
2 287 à 3 048	153 (12,1%)	130 (9,3%)	283 (10,6%)
3 049 à 3 811	77 (6,1%)	64 (4,6%)	141 (5,3%)
> 3 811	57 (4,5%)	53 (3,8%)	110 (4,1%)
Refus de rép.	315 (25,0%)	564 (40,4%)	879 (33,1%)
En activité	578 (45,8%)	670 (47,9%)	1 248 (46,9%)
Lieu de résidence	**		
Istres	278 (22,0%)	346 (24,8%)	624 (23,5%)
Martigues	552 (43,7%)	643 (46%)	1 195 (44,9%)
Salon	431 (34,1%)	406 (29,1%)	837 (31,5%)
Vie en couple	767 (60,8%)	869 (62,2%)	1 636 (61,5%)
Nombre de personnes au foyer	2,50 (±1,32)	2,43 (±1,26)	2,46 (±1,293)
Etat de santé considéré :			
Très satisfaisant	394 (31,2%)	387 (27,7%)	781 (29,4%)
Plutôt satisfaisant	659 (52,2%)	776 (55,5%)	1 435 (54,0%)
Plutôt pas satisfaisant	124 (9,8%)	136 (9,7%)	260 (9,8%)
Pas satisfaisant	81 (6,4%)	91 (6,5%)	172 (6,5%)
A souscrit à une mutuelle	1 169 (92,6%)	1 267 (90,7%)	2 436 (91,6%)
Plus de 6 consultations dans les 12 mois	515 (40,8%)**	486 (34,8%)	1001 (37,6%)
Plus d'une consultation dans les 30 jours	290 (23,0%)**	275 (19,7%)	565 (21,2%)
Pense avoir déjà eu la fièvre Q	**		
Oui	15 (1,2%)	4 (0,3%)	19 (0,7%)
Non	925 (73,3%)	1 036 (74,2%)	1 961 (73,7%)
Ne sait pas	322 (25,5%)	357 (25,6%)	679 (25,5%)
Présence de la fièvre Q d'après sérologie	**		
Absence	1204 (95,4%)	1302 (93,2%)	2506 (94,2%)
Forme aiguë	25 (2,6%)	39 (4%)	64 (3,4%)
Forme chronique	33 (2%)	56 (2,8%)	89 (2,4%)
Fièvre Q dans entourage (oui)	79 (6,3%)	76 (5,4%)	155 (5,8%)
A déjà fait une fausse couche	206 (16,3%)	230 (16,5%)	436 (16,4%)
Risque de complications sanitaires	227 (17,9%)	238 (17,0%)	465 (17,5%)
Risque supplémentaire d'avoir la fièvre Q	138 (10,9%)	157 (11,2%)	295 (11,1%)
Les deux risques	30 (2,4%)	29 (2,1%)	59 (2,2%)
Aucun des deux risques	927 (73,4%)	1 031 (73,8%)	1 958 (73,6%)

* différence statistiquement significative à 10% ** différence statistiquement significative à 5%

¹⁰ Individus ayant donné un CAP ≥ 0 pour les deux programmes.

¹¹ Individus ayant donné une réponse protestataire à au moins un des deux programmes.

Annexe 2 Tests d'égalité de moyennes des CAP sur l'échantillon non-protestataire (en euro)

Toutes expositions au risque de contracter la fièvre Q								
Risque supp. De contracter	DEP			VAC			Test d'égalité	p-value
	N	Moyenne	Ecart-type	N	Moyenne	Ecart-type		
Non exposé	1016	14,44	18,80	1016	16,13	19,59	-1,985	0,047
Exposé	222	14,29	19,85	222	16,37	22,71	-1,027	0,305
		Test d'égalité	0,100		Test d'égalité	-0,147		
		p-value	0,920		p-value	0,883		

Tous risques sanitaires associés à la fièvre Q								
Risque sanitaire supplémentaire	DEP			VAC			Test d'égalité	p-value
	N	Moyenne	Ecart-type	N	Moyenne	Ecart-type		
Non exposé	1105	14,12	18,50	1105	15,73	19,88	-1,972	0,049
Exposé	133	16,87	22,52	133	19,86	22,23	-1,090	0,276
		Test d'égalité	-1,354		Test d'égalité	-2,046		
		p-value	0,176		p-value	0,041		

Non exposé à un risque supplémentaire de contracter la fièvre Q								
Risque sanitaire supplémentaire	DEP			VAC			Test d'égalité	p-value
	N	Moyenne	Ecart-type	N	Moyenne	Ecart-type		
Non exposé	911	14,06	17,99	911	15,73	19,47	-1,883	0,060
Exposé	194	14,30	20,81	194	15,71	21,77	-0,654	0,513
		Test d'égalité	-0,136		Test d'égalité	0,013		
		p-value	0,892		p-value	0,990		

Exposé à un risque supplémentaire de contracter la fièvre Q								
Risque sanitaire supplémentaire	DEP			VAC			Test d'égalité	p-value
	N	Moyenne	Ecart-type	N	Moyenne	Ecart-type		
Non exposé	105	17,56	24,65	105	19,57	20,42	-0,644	0,520
Exposé	28	14,26	11,37	28	20,93	28,43	-1,153	0,249
		Test d'égalité	1,022		Test d'égalité	-0,238		
		p-value	0,307		p-value	0,812		

Non exposé à un risque sanitaire supplémentaire								
Risque supp. de contracter	DEP			VAC			Test d'égalité	p-value
	N	Moyenne	Ecart-type	N	Moyenne	Ecart-type		
Non exposé	911	14,06	17,99	911	15,73	19,47	-1,883	0,060
Exposé	105	17,56	24,65	105	19,57	20,42	-0,644	0,520
		Test d'égalité	-1,404		Test d'égalité	-1,832		
		p-value	0,160		p-value	0,067		

Exposé à un risque sanitaire supplémentaire								
Risque supp. de contracter	DEP			VAC			Test d'égalité	p-value
	N	Moyenne	Ecart-type	N	Moyenne	Ecart-type		
Non exposé	194	14,30	20,81	194	15,71	21,77	-0,654	0,513
Exposé	28	14,26	11,37	28	20,93	28,43	-1,153	0,249
		Test d'égalité	0,013		Test d'égalité	-0,933		
		p-value	0,990		p-value	0,351		

NB : Nous supposons la variance des échantillons inconnue et différente (Rosner, 1995).

Les valeurs des tests d'égalité et les p-values en caractères gras traduisent une significativité au seuil de 10%.