

Aversion au risque et valeurs *ex-ante* ou *ex-post* de l'information diagnostique

Han Bleichrodt

Erasmus School of Economics, Rotterdam

David Crainich

CNRS (LEM, UMR 8179) et Iéseg School of Management, Lille

Louis Eeckhoudt

Iéseg School of Management, Lille and CORE (Université Catholique de Louvain)

Nicolas Treich

Toulouse School of Economics (LERNA, INRA), France

Résumé

Les tests diagnostiques permettent des décisions médicales plus judicieuses lorsque les patients ne sont pas certains d'être atteints par une maladie. L'objectif du travail est de déterminer la façon dont évolue la valeur attendue d'une information diagnostique avec l'aversion au risque des patients. Nous montrons que la valeur *ex ante* de cette information croît (resp. décroît) avec l'aversion au risque pour des prévalences faibles (resp. élevées) de la maladie. Lorsque la valeur de l'information diagnostique est considérée *ex post*, nous montrons que cette dernière croît toujours avec l'aversion au risque.

Mots-clés : Risques diagnostiques, tests diagnostiques; médecine personnalisée ; valeur de l'information; aversion au risque

Classification JEL: D80; I10

Introduction

La notion de risque diagnostique (introduite dans la littérature par Pauker et Kassirer (1975)) fait référence aux situations dans lesquelles un médecin ne sait pas, compte tenu des symptômes présentés par son patient, si ce dernier est atteint par une maladie. Une intervention médicale peut alors soit améliorer l'état de santé du patient s'il est effectivement malade, soit le détériorer (via les effets secondaires associés au traitement) s'il est en bonne santé. Les tests diagnostiques permettent d'éliminer (si les tests sont parfaits) ou de réduire (s'ils sont imparfaits) le risque diagnostique en déterminant avec plus ou moins de certitude si un individu est effectivement atteint par une maladie et, par conséquent, si le traitement qui lui est administré est bénéfique.

Pauker et Kassirer (1980) ont été les premiers à analyser les déterminants de la demande pour ce type de tests. Mais ils considèrent que les individus sont neutres vis-à-vis des risques de santé. Or, une évaluation rigoureuse des bénéfices résultant des tests diagnostiques requiert la prise en compte de tous les éléments qui modifient la valeur attendue de ces tests, en ce compris les préférences individuelles face au risque. Depuis la contribution de Gould (1974), la littérature en théorie du risque a mis en évidence le fait que – contrairement à ce qui était suggéré par l'intuition – les individus qui manifestent le plus d'aversion au risque ne sont pas nécessairement ceux qui attribuent le plus de valeur à une information permettant de prendre une décision plus judicieuse¹. Cette littérature a été transposée en économie de la santé et remaniée afin de pouvoir répondre aux questions spécifiques posées par les décisions médicales. Ainsi, partant d'une situation où des individus font face à un risque diagnostique, Eeckhoudt, Lebrun et Saily (1984) caractérisent la demande

¹ Voir notamment Freixas et Kihlstrom (1984) ou Willinger (1989). Un résumé des différents déterminants de la valeur de l'information est proposé par Hilton (1981).

d'information diagnostique dans le cadre d'un modèle d'espérance d'utilité et mettent en évidence les conditions sous lesquelles une aversion au risque plus prononcée conduit à une réduction de la demande de procédures diagnostiques. La même question est abordée par Eeckhoudt (2002) qui, exploitant les avancées théoriques qui ont permis de mieux appréhender la complexité des préférences individuelles face au risque, montre comment le caractère prudent (en sens de la théorie économique) des individus oriente la décision de traitement en présence d'un risque portant sur la sévérité de la maladie considérée. Enfin, la contribution de Felder et Mayrhofer (2014) indique que la présence de comorbidités augmente la propension à recourir aux tests diagnostiques si les individus sont "vulnérables au risque" (un concept introduit par Gollier et Pratt (1996) dans le cadre de risques financiers). Ce qui implique que la valeur attendue de l'information augmente pour les individus qui manifestent de l'aversion au risque et qui sont aussi prudents et tempérants lorsqu'ils font face à d'autres maladies que celle pour laquelle le risque diagnostique existe.

Les trois contributions mentionnées ci-dessus indiquent que l'aversion au risque augmente la valeur attendue de l'information diagnostique pour des probabilités de la maladie inférieures à un certain seuil et diminue cette valeur attendue pour des probabilités supérieures à ce seuil. Toutefois, ce résultat est obtenu en assignant aux individus des préférences qui ne recouvrent pas l'ensemble des situations où un individu manifeste plus d'aversion au risque qu'un autre. Ainsi, Eeckhoudt, Lebrun et Saily (1984) utilisent une fonction d'utilité particulière, Eeckhoudt (2002) fait appel à un exemple numérique et Felder et Mayrhofer (2014) comparent les choix d'individus neutres vis-à-vis du risque et d'individus qui manifestent de l'aversion au risque. De plus, ces travaux considèrent implicitement la valeur espérée (ou valeur *ex-ante*) de ces tests.

Notre travail propose d'une part une démonstration générale du lien ambigu qui existe entre l'aversion au risque et la valeur *ex-ante* de l'information. D'autre part, son originalité réside dans la distinction qui est effectuée entre les valeurs *ex ante* et *ex post* de l'information diagnostique. Alors que la valeur *ex ante* considère que l'information permet à l'individu de prendre une décision de traitement plus judicieuse, la valeur *ex post* de l'information diagnostique, en plus de prendre en compte les bénéfices d'une meilleure décision, intègre le fait que le test élimine la situation d'incertitude à laquelle l'individu fait face. Cette distinction étant précisée, nous montrons que le bénéfice *ex post* de l'information diagnostique, contrairement à son équivalent *ex ante*, croît toujours avec l'aversion au risque.

L'article est organisé comme suit. La section 2 présente les hypothèses et notations du modèle. La section 3 analyse les décisions de traitement en l'absence de tests diagnostiques. Les sections 4 et 5 examinent le lien entre l'aversion au risque des individus et, respectivement, les valeurs *ex ante* et *ex post* de l'information diagnostique. Une brève conclusion est proposée à la section 6.

2. Le modèle

Nous supposons qu'un médecin et un patient font face à un risque diagnostique. Le patient a une probabilité p d'être malade et une probabilité $1-p$ d'être en bonne santé (p étant le taux de la prévalence de la maladie). Sans traitement, l'état de santé du patient est mesuré par h_0 en cas de maladie et par h_1 ($> h_0$) s'il est en bonne santé (h_0 et h_1 pouvant être des QALYs par exemple). En cas d'intervention médicale, l'état de santé de l'individu est représenté par $h_0 + b$ en cas de maladie et par $h_1 - c$ s'il n'est pas malade (où b et c mesurent respectivement le bénéfice du traitement prescrit à un individu malade et son effet secondaire s'il est administré à un individu en bonne santé) et nous supposons que $h_0 + b < h_1 - c$. Enfin, les situations risquées sont évaluées via le critère d'espérance d'utilité et les préférences individuelles sont représentées par la fonction d'utilité $u(h)$ qui est supposée croissante ($u'(h) > 0$) et concave ($u''(h) < 0$) par rapport à l'état de santé.

3. Décision de traitement en l'absence de test

Avant de nous intéresser à la valeur de l'information amenée par le test, examinons dans un premier temps la décision de traitement de l'individu en l'absence de test diagnostique et à l'effet de l'aversion au risque sur cette décision.

Plus le taux de prévalence de la maladie est élevé, plus la probabilité que le traitement soit bénéfique augmente et plus la propension des individus à y recourir est importante. Le niveau de probabilité seuil (dénoté \hat{p}_u) à partir duquel les individus décident d'entreprendre traitement est déterminé par l'égalité suivante:

$$(1 - \hat{p}_u)u(h_1) + \hat{p}_u u(h_0) = (1 - \hat{p}_u)u(h_1 - c) + \hat{p}_u u(h_0 + b)$$

Cette probabilité correspond à:

$$\hat{p}_u = \frac{u(h_1) - u(h_1 - c)}{[u(h_0 + b) - u(h_0)] + [u(h_1) - u(h_1 - c)]}$$

De la même façon, le niveau de probabilité seuil (dénoté \hat{p}_v) d'un deuxième individu qui manifeste plus d'aversion au risque que le premier et dont les préférences sont représentées par la fonction d'utilité $v(h)$ est donné par:

$$\hat{p}_v = \frac{v(h_1) - v(h_1 - c)}{[v(h_0 + b) - v(h_0)] + [v(h_1) - v(h_1 - c)]}$$

En utilisant le théorème 1 de Pratt (1964), on peut alors montrer que:

$$\hat{p}_u > \hat{p}_v \Leftrightarrow \frac{u(h_1) - u(h_1 - c)}{u(h_0 + b) - u(h_0)} > \frac{v(h_1) - v(h_1 - c)}{v(h_0 + b) - v(h_0)} \Leftrightarrow \frac{-v''(h)}{v'(h)} > \frac{-u''(h)}{u'(h)}$$

Cette dernière expression indique que les individus dont l'aversion absolue au risque (mesurée par l'indice d'Arrow-Pratt) est plus élevée ont une propension plus forte à recourir au traitement (le niveau de probabilité de la maladie à partir duquel ils entreprennent le traitement est plus faible). Ce dernier résultat s'explique par le fait qu'en situation de risque diagnostique, le recours au traitement réduit la dispersion des résultats. Le patient passe en effet d'une situation où - sans traitement - son état de santé est de h_0 ou de h_1 à une situation où - lorsqu'il a recours au traitement - son état est égal à $h_0 + b$ ou à $h_1 - c$. Le traitement réduit donc le risque auquel les individus font face et ceux dont l'aversion au risque est plus prononcée y auront recours pour des probabilités de maladie plus faibles.

4. Valeur *ex ante* de l'information diagnostique

Supposons maintenant qu'un test diagnostique permet de déterminer avec certitude (le test est supposé être parfait) si le patient est effectivement atteint par la maladie. Nous analysons dans un premier temps le lien qui existe entre la valeur *ex ante* de l'information diagnostique et le taux de prévalence de la maladie (section 4.1.) avant de nous intéresser à la façon dont l'aversion au risque influence cette valeur *ex ante* de l'information (section 4.2). Dans la suite de l'article, la valeur attendue de l'information est mesurée par le nombre de QALYs que les individus sont prêts à sacrifier pour l'obtenir.

4.1. Valeur *ex ante* de l'information diagnostique et taux de prévalence de la maladie

Lorsque la probabilité de maladie est inférieure à \hat{p}_u , de sorte que le traitement n'est pas entrepris en l'absence de test, la valeur attendue de l'information correspond à r_u qui est défini par l'équation (1) (les préférences des individus sont représentées par la fonction d'utilité u):

$$(1-p)u(h_1 - r_u) + pu(h_0 + b - r_u) = (1-p)u(h_1) + pu(h_0) \quad (1)$$

Notons que pour le côté gauche du signe d'égalité ne soit pas inférieur à son côté droit, il faut nécessairement que: $r_u < b$. Il s'en suit les inégalités suivantes: $h_0 < h_0 + b - r_u < h_1 - r_u < h_1$. En appliquant le théorème des fonctions implicites, nous pouvons montrer que r_u croît avec p . En effet:

$$\frac{dr_u}{dp} = \frac{u(h_0 + b - r_u) - u(h_1 - r_u) + u(h_1) - u(h_0)}{(1-p)u'(h_1 - r_u) + pu'(h_0 + b - r_u)} > 0$$

Le signe positif s'explique par le fait que la différence (négative) qui existe entre $u(h_0 + b - r_u)$ et $u(h_1 - r_u)$ est inférieure à celle (positive) qui existe entre $u(h_1)$ et $u(h_0)$.

La croissance de la valeur attendue de l'information avec le taux de prévalence de la maladie peut s'expliquer de la façon suivante. Le test génère un gain avec une probabilité p , c'est-à-dire dans la situation où il révèle que l'individu est malade, de sorte que ce dernier modifie sa décision par rapport à sa situation en absence d'information (si l'individu prend la même décision avec ou sans test, ce dernier n'améliore pas son état de santé). Le gain engendré par le test croît donc avec la probabilité de maladie dans la mesure où cette dernière indique avec quelle fréquence le test modifie l'état de santé de l'individu. Le test crée donc un bénéfice lorsqu'il génère une meilleure décision de traitement.

Lorsque le taux de prévalence de la maladie est supérieur à \hat{p}_u , ce qui implique le traitement est entrepris en l'absence de test, la valeur attendue de l'information correspond à s_u qui est défini par l'équation (2):

$$(1-p)u(h_1 - s_u) + pu(h_0 + b - s_u) = (1-p)u(h_1 - c) + pu(h_0 + b) \quad (2)$$

Pour que le côté gauche du signe d'égalité ne soit pas inférieur à son côté droit, l'expression (2) implique $s_u < c$. Les différents états de santé peuvent alors être classés de la façon suivante: $h_0 + b - s_u < h_0 + b < h_1 - c < h_1 - s_u$. Le théorème des fonctions implicites nous permet alors de montrer que s_u décroît avec p . En effet:

$$\frac{ds_u}{dp} = \frac{u(h_0 + b - s_u) - u(h_1 - s_u) + u(h_1 - c) - u(h_0 + b)}{(1-p)u'(h_1 - s_u) + pu'(h_0 + b - s_u)} < 0$$

L'expression est négative car la différence (négative) qui existe entre $u(h_0 + b - s_u)$ et $u(h_1 - s_u)$ est supérieure à celle (positive) qui existe entre $u(h_1 - c)$ et $u(h_0 + b)$.

Dans cette situation, le test génère un gain avec une probabilité $1 - p$. Le gain existe si le test révèle que l'individu n'est pas malade et incite ce dernier à modifier sa décision par rapport à la situation en l'absence de test (où l'individu opte pour le traitement puisque $p > \hat{p}_u$). Le bénéfice est donc mesuré par les effets secondaires évités grâce au test, pondérés par la probabilité que l'individu ne soit pas malade. Le gain engendré par le test diminue donc avec la probabilité de maladie. Encore une fois, il y a un bénéfice associé au test lorsque ce dernier permet une meilleure décision de traitement.

4.2. Valeur *ex ante* de l'information diagnostique et aversion au risque

Nous pouvons maintenant montrer que la valeur accordée au test croît (resp. décroît) avec l'aversion au risque lorsque la probabilité de maladie est inférieure à \hat{p}_v (resp. supérieure à \hat{p}_u).

Si $p < \hat{p}_v$, la valeur attendue de l'information (dénotée r_v) des individus dont les préférences sont représentées par la fonction v (et qui manifestent plus d'aversion au risque que les individus dont les préférences sont représentées par la fonction u) est définie par l'équation (3):

$$(1 - p)v(h_1 - r_v) + pv(h_0 + b - r_v) = (1 - p)v(h_1) + pv(h_0) \quad (3)$$

Nous dénotons respectivement par \tilde{x} et par \tilde{y} les distributions suivantes: $\tilde{x} =_d (h_0 + b, p; h_1, 1 - p)$ et $\tilde{y} =_d (h_0, p; h_1, 1 - p)$. Ces distributions représentent respectivement les situations auxquelles l'individu fait face lorsqu'il dispose de l'information diagnostique (de sorte qu'il n'a recours au traitement que lorsqu'il sait être malade) et lorsqu'il ne dispose pas de cette information et n'a pas recours au traitement (car $p < \hat{p}_v$). Les distributions cumulées de \tilde{y} et de $\tilde{x} - r_u$ (représentées à la figure 1 ci-dessous) génèrent par construction la même espérance d'utilité pour l'individu u (voir équation (1)).

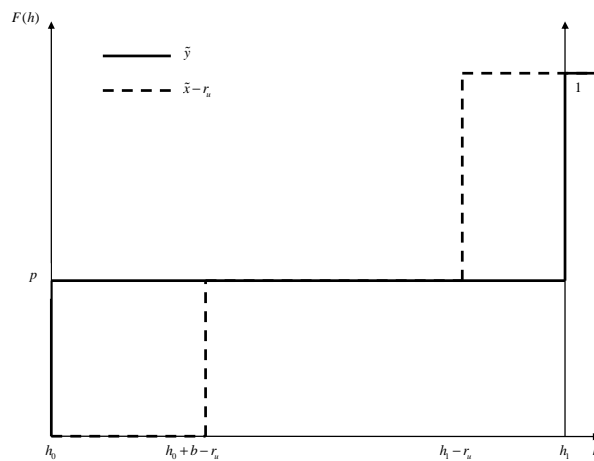


Figure 1

On constate graphiquement que la distribution cumulée $\tilde{x} - r_u$ croise la distribution cumulée \tilde{y} une seule fois et par le bas (car $r_u < b$). En utilisant le théorème 1 de Jewitt (1987) et le fait que u manifeste moins d'aversion au risque que v , on en déduit: $Ev(\tilde{x} - r_u) \geq Ev(\tilde{y})$. L'équation (3) implique alors $r_u < r_v$. Il en

résulte que pour des probabilités de maladie inférieures au seuil \hat{p}_v , la valeur de l'information diagnostique est plus élevée pour les individus dont l'aversion absolue au risque est plus prononcée.

Lorsque $p > \hat{p}_u$, la valeur (dénotée s_v) que les individus v accordent à l'information diagnostique est définie par l'égalité (4):

$$(1-p)v(h_1 - s_v) + pv(h_0 + b - s_v) = (1-p)v(h_1 - c) + pv(h_0 + b) \quad (4)$$

La distribution \tilde{z} est définie par $\tilde{z} =_d (h_0 + b, p; h_1 - c, 1 - p)$. On constate à la figure 2 que la distribution cumulée de \tilde{z} croise la distribution cumulée de $\tilde{x} - s_u$ une seule fois et par le bas (car $s_u < c$). En utilisant une fois de plus le théorème de Jewitt (1987), on peut montrer que $Ev(\tilde{z} - s_u) \leq Ev(\tilde{y})$ puisque v manifeste plus d'aversion au risque que u . L'équation (4) implique alors $s_u > s_v$. Il en résulte que pour des taux de prévalence de la maladie supérieurs au seuil \hat{p}_u , la valeur espérée de l'information diagnostique diminue lorsque l'indice d'aversion absolue au risque augmente.

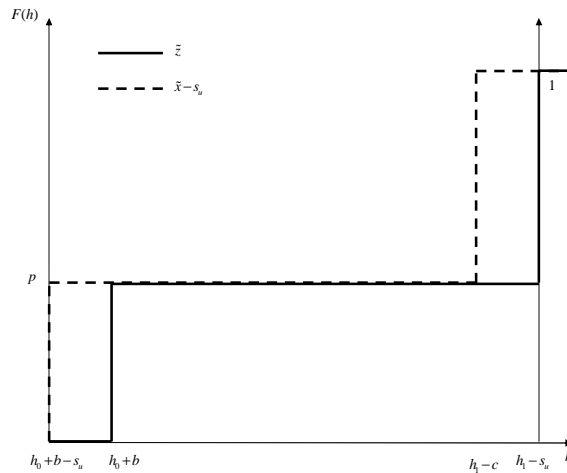


Figure 2

En reprenant l'ensemble des résultats mis en évidence jusqu'à présent, on peut représenter graphiquement (figure 3) la façon dont valeur attendue de l'information² (VI) évolue pour les individus u et v avec la probabilité de la maladie.

² La valeur de l'information VI_u est constituée par les valeurs de r_u (lorsque $p < \hat{p}_u$) et de s_u (lorsque $p > \hat{p}_u$) pour le patient u . De même, valeur de l'information VI_v est constituée par les valeurs de r_v (lorsque $p < \hat{p}_v$) et de s_v (lorsque $p > \hat{p}_v$) pour le patient v .

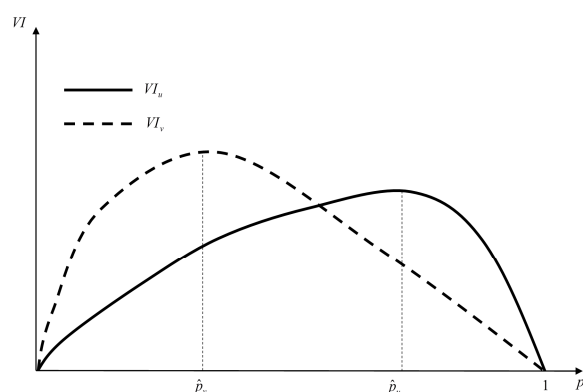


Figure 3

Lorsque la prévalence de la maladie est inférieure à \hat{p}_v , les individus v n'ont pas recours au traitement en l'absence de test, de sorte que leur état de santé est soit de h_0 soit de h_1 . Lorsqu'un test leur révèle leur statut, ils n'ont recours au traitement que lorsqu'ils sont effectivement malades, de sorte qu'ils savent *ex ante* (c'est-à-dire avant de connaître les résultats du test) que leur état de santé sera soit de $h_0 + b$ soit de h_1 . Le test permet donc, d'une part, d'augmenter l'état de santé moyen par rapport à la situation en l'absence de test et, d'autre part, de réduire la dispersion de ce résultat. Les individus qui manifestent de l'aversion au risque étant sensibles à cette réduction de la dispersion du résultat final, la valeur attendue de l'information diagnostique est plus importante pour les individus dont l'aversion absolue au risque est plus prononcée. Nous obtenons donc: $VI_v > VI_u$ si $p < \hat{p}_v$.

En utilisant la même interprétation lorsque la probabilité de maladie est supérieure au seuil \hat{p}_u , nous pouvons montrer que l'aversion au risque réduit la valeur espérée de l'information diagnostique. Au-dessus de ce seuil, les patients ont recours au traitement en l'absence d'information diagnostique. Un test qui révèle leur statut va les inciter à n'avoir recours au traitement que lorsqu'ils sont effectivement malades. Ils passent donc d'une situation où leur état de santé est – en l'absence de test – soit de $h_0 + b$ soit de $h_1 - c$ à une situation où – si le test est effectué – ils savent que cet état sera soit de $h_0 + b$ soit de h_1 . Le test permet encore une fois d'augmenter l'état de santé moyen par rapport à la situation en l'absence de test. Mais il accentue aussi la dispersion de l'état de santé, ce à quoi les patients dont l'aversion au risque est plus importante sont plus sensibles. Par conséquent, nous obtenons: $VI_v < VI_u$ si $p > \hat{p}_u$.

5. Valeur *ex post* de l'information diagnostique

Nous nous sommes focalisés jusqu'à présent sur l'évaluation *ex ante* des tests. Celle-ci compare deux situations différentes (avec ou sans information) AVANT que le résultat du test ne soit connu. Dans ce cas tous les individus sans information sont identiques entre eux de même d'ailleurs que le sont entre eux tous les individus avec information.

La situation devient très différente une fois que les résultats du test sont connus (*ex post*). A ce moment la population est partagée en deux groupes distincts: les individus qui savent avec certitude qu'ils sont malades (et qui perdent) et ceux qui savent avec certitude qu'ils sont bien portants (et qui gagnent). La question devient alors classique: les gagnants sont-ils capables "d'indemniser" les perdants? Dans ce cas la valeur du test est mesurée par la différence entre le montant des gains accumulés par les gagnants et celui des pertes pour les

perdants. Un particulier qui doit décider s'il va faire le test est intéressé par la valeur *ex ante*. Par contre, le décideur public sera davantage porté à considérer la valeur *ex post*.

Considérons donc à présent la valeur *ex post* de l'information diagnostique. Supposons que $p < \hat{p}_u$ de sorte que les individus entreprennent le traitement en absence d'information diagnostique. Leur espérance d'utilité est donnée par:

$$I = (1-p)u(h_1) + pu(h_0) = u(\bar{h} - \pi)$$

où $\bar{h} = (1-p)h_1 + ph_0$ représente l'état de santé moyen et où π dénote la prime de risque d'Arrow-Pratt.

S'ils ont recours au test, les individus savent qu'ils vont entreprendre le traitement si le test révèle qu'ils sont effectivement malades. Cet évènement se produit avec une probabilité p et leur utilité sera alors donnée par $u(h_0 + b) < I$. Nous dénotons par A la mesure de la perte engendrée par cette situation par rapport à l'absence d'information. A est défini par l'égalité suivante:

$$u(h_0 + b + A) = I = u(\bar{h} - \pi)$$

De sorte que : $A = \bar{h} - (h_0 + b) - \pi$

De la même façon, la probabilité que le test révèle qu'ils sont en bonne santé est de $1-p$. Dans ce cas, l'individu n'a pas recours au traitement et son utilité est donnée par $u(h_1) > I$. Nous dénotons par B la mesure de leur gain par rapport à la situation en absence d'information. B est défini par:

$$u(h_1 - B) = I = u(\bar{h} - \pi)$$

De sorte que: $B = h_1 - \bar{h} + \pi$

En additionnant le gain et la perte (pondérés par leurs probabilités respectives) consécutifs au test, nous obtenons la valeur *ex post* de l'information diagnostique. Cette dernière est mesurée par:

$$(1-p)B - pA = pb + \pi \tag{5}$$

Considérons à présent la valeur *ex post* de l'information diagnostique lorsque $p > \hat{p}_u$, c'est-à-dire lorsque les individus n'entreprennent pas le traitement en l'absence de test. Leur espérance d'utilité est donnée par:

$$J = (1-p)u(h_1 - c) + pu(h_0 + b) = u(\hat{h} - \hat{\pi})$$

où $\hat{h} = (1-p)(h_1 - c) + p(h_0 + b)$ représente l'état de santé moyen et où $\hat{\pi}$ dénote la prime de risque d'Arrow-Pratt.

Lorsque le test indique aux individus qu'ils sont malades (ce qui se produit avec une probabilité p) ils ont recours au traitement. Leur utilité est donnée par $u(h_0 + b) < J$. La valeur de leur perte (dénotée D) par rapport à la situation sans information diagnostique est définie par l'égalité suivante:

$$u(h_0 + b + D) = J = u(\hat{h} - \hat{\pi})$$

De sorte que : $D = \hat{h} - (h_0 + b) - \hat{\pi}$

La probabilité que le test révèle que l'individu n'est pas malade est donnée par $1 - p$. L'individu n'a alors pas recours au traitement et son utilité est donnée par $u(h_1) > J$. La valeur (dénotée G) du gain par rapport à la situation sans information diagnostique est définie par:

$$u(h_1 - G) = J = u(\hat{h} - \hat{\pi})$$

De sorte que: $G = h_1 - \hat{h} + \hat{\pi}$

La somme du gain et de la perte (pondérés par leurs probabilités respectives) engendrés par l'information amenée par le test donne alors la valeur *ex-post* de l'information diagnostique qui est mesurée par:

$$(1 - p)G - pD = (1 - p)c + \hat{\pi} \quad (6)$$

On constate alors que pour les deux situations considérées, la valeur *ex post* de l'information diagnostique augmente avec l'indice d'aversion absolue au risque. Cette valeur de l'information augmente via π lorsque $p < \hat{p}_u$ (voir équation 5) et via $\hat{\pi}$ lorsque $p > \hat{p}_u$ (voir équation 6).

La valeur *ex ante* de l'information diagnostique n'intègre que le bénéfice consécutif à une meilleure décision médicale. En revanche, la valeur *ex post* de cette même information intègre deux éléments: 1) le bénéfice résultant d'une meilleure décision de traitement par rapport à la situation sans information (bénéfice égal à pb lorsque les individus n'ont pas recours au traitement et à $(1 - p)c$ lorsqu'ils y ont recours) et; 2) le bénéfice qui résulte du fait que l'information place l'individu en situation de certitude (il sait s'il sera malade ou pas) et non plus d'incertitude. C'est pourquoi la valeur *ex-post* de l'information diagnostique augmente avec l'aversion au risque des individus (mesurée par π et par $\hat{\pi}$ dans les deux situations considérées).

6. Conclusion

En effectuant la distinction entre les valeurs *ex ante* et *ex post* de l'information diagnostique, nous sommes parvenus à nuancer la relation qui existe entre l'aversion au risque des individus et la valeur attendue de l'information. Si nous confirmons (et généralisons par rapport à la littérature existante) que le lien entre l'aversion au risque et la valeur *ex ante* des tests diagnostiques est ambigu (l'aversion au risque accroît la valeur du test lorsque la probabilité de maladie est faible mais diminue cette valeur lorsque la probabilité de maladie est élevée), nous montrons que l'aversion au risque accroît la valeur de l'information diagnostique lorsque cette dernière est évaluée *ex-post*.

L'étape suivante dans notre démarche sera de considérer des tests diagnostiques imparfaits. Outre le fait que cette hypothèse est plus réaliste et qu'elle permet une généralisation par rapport au cas des tests parfaits, elle introduit aussi une difficulté technique supplémentaire: les tests parfaits permettent, contrairement aux tests

imparfaits, à l'individu de se retrouver *ex-post* dans une situation de certitude. Dès lors, lorsque la valeur des tests imparfaits est évaluée *ex-post*, on ne peut plus comparer - comme cela est effectué dans ce travail - une situation risquée et une situation de certitude mais deux situations risquées. Or, la théorie du risque (et notamment la contribution de Ross (1981)) a montré que ces deux cas exigeaient des approches différentes. La suite de ce travail sera donc consacrée à l'évaluation de tests diagnostiques imparfaits.

Bibliographie

Eeckhoudt L., Lebrun T. et J.C. Saily, "The informative content of diagnostic tests: An economic analysis", *Social Science and Medicine*, 18(10) (1984), pp. 873-880.

Eeckhoudt L., "Risk and medical decision making", Kluwer Academic Publishers, Boston, Dordrecht, London (2002).

Felder S. et T. Mayrhofer, "Risk preferences: consequences for test and treatment thresholds and optimal cutoffs", *Medical Decision Making*, 34 (1) (2014), pp. 34-41. 3(2000), pp. 382-388.

Freixas X. et R. Kihlstrom, "Risk aversion and information demand", in M. Boyer, R. Kihlstrom (Eds.), *Bayesian Models of Economic Theory*, Elsevier, Amsterdam (1984), pp. 93-104

Gollier C. et J. Pratt, "Risk vulnerability and the tempering effect of background risk", *Econometrica*, 64(5) (1996), pp. 1109-1123.

Gould J., "Risk, stochastic preference, and the value of information", *Journal of Economic Theory*, 8 (1974), pp. 64-84.

Hilton R., "The Determinants of Information Value: Synthesizing Some General Results", *Management Science*, 27(1) (1981), 57-64.

Jewitt I., "Risk aversion and the choice between risky prospects: the preservation of comparative statics results", *Review of Economic Studies*, 54 (1987), pp. 73-85.

Pauker S. et J. Kassirer, "Therapeutic Decision Making: a Cost-Benefit Analysis", *New England Journal of Medicine*, 293 (1975), pp. 229-234.

Pauker S. et J. Kassirer, "The threshold approach to clinical decision making", *New England Journal of Medicine*, 302 (1980), pp. 1109-1117.

J. Pratt, "Risk aversion in the small and in the large", *Econometrica*, 32 (1964), 122-136.

S. Ross, "Some stronger measures of risk aversion in the small and in the large with applications," *Econometrica*, 3 (1981), 621-638.

M. Willinger, "Risk Aversion and the Value of Information", *The Journal of Risk and Insurance*, 56 (1) (1989), 104-112.