

Article

« Théorie de l'information et diagnostic médical : une analyse coût-efficacité »

Louis Eeckhoudt, Luc Bauwens et Thérèse Lebrun

L'Actualité économique, vol. 63, n°2-3, 1987, p. 243-255.

Pour citer cet article, utiliser l'information suivante :

URI: <http://id.erudit.org/iderudit/601421ar>

DOI: 10.7202/601421ar

Note : les règles d'écriture des références bibliographiques peuvent varier selon les différents domaines du savoir.

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter à l'URI <https://apropos.erudit.org/fr/usagers/politique-dutilisation/>

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche. Érudit offre des services d'édition numérique de documents scientifiques depuis 1998.

Pour communiquer avec les responsables d'Érudit : info@erudit.org

THÉORIE DE L'INFORMATION ET DIAGNOSTIC MÉDICAL : UNE ANALYSE COÛT-EFFICACITÉ

Louis EECKHOUDT*

Luc BAUWENS**

Thérèse LEBRUN***

Dans cet article, nous appliquons au domaine médical les principes de la théorie de l'information et nous montrons comment on peut l'utiliser pour sélectionner dans l'ensemble des stratégies diagnostiques possibles celles qui sont coût-efficaces.

Information theory and medical diagnosis: A cost-efficiency analysis. — In this paper, we apply the principles of information theory to medical diagnosis and we show how it can be used to select cost-efficient diagnostic strategies in the set of feasible ones.

Pour poser le diagnostic de présence ou d'absence d'une maladie¹, le médecin peut recourir à deux grandes catégories d'instruments : d'une part, l'anamnèse et l'examen clinique et, d'autre part, l'utilisation d'examen complémentaires, appelés aussi tests diagnostiques.

*Facultés catholiques de Mons et de Lille et centre HEC-ISA.

**Facultés catholiques de Mons et C.O.R.E. (Louvain).

***Chercheur INSERM (Paris) auprès du CRESGE (Lille).

Les auteurs tiennent à remercier les Docteurs Brohet, Detry et Melin (Cardiologie, Louvain), Hermans (médecine nucléaire, Jolimont) et Sulman, Carpentier (médecine nucléaire, Lille) pour leurs conseils et encouragements. Ils ont aussi bénéficié des commentaires reçus lors de la présentation de versions antérieures au Computers Workshop du Royal College of Physicians (Londres), au Groupe de recherche interdisciplinaire en santé (Université de Montréal), au congrès de la European Society for Medical Decision Making (Université de Leiden) et au Séminaire d'économie politique de l'Université Laval et de l'Université de Genève.

1. Dans la littérature médicale, on parle dans ce cas de diagnostic positif. Celui-ci peut être complété par un diagnostic différentiel qui portera alors sur l'extension ou la sévérité de la maladie.

Le progrès technologique dans le domaine médical a favorisé l'extension du second type d'instruments. En effet, on voit régulièrement apparaître de nouvelles procédures d'examens toujours plus performantes, souvent plus coûteuses aussi, qui, dans bien des cas, se sont superposées à celles existant déjà sans toujours les remplacer.

Face au coût croissant de la médecine, il importe de développer des instruments d'analyse qui conduisent à l'utilisation la plus rationnelle possible des moyens disponibles et qui permettent d'affecter les ressources rares aux groupes de patients susceptibles d'en bénéficier le plus.

Dans ce papier, nous montrons que la théorie de l'information peut servir à construire un outil simple et utile qui présente en outre l'avantage de coller d'assez près à un raisonnement médical courant. En effet, lorsque le médecin demande des examens complémentaires, il cherche bien souvent à éliminer ou en tout cas à réduire l'incertitude diagnostique dans laquelle il se trouve. Comme la théorie de l'information fournit un moyen aisé de quantifier le degré d'incertitude pre et post test, il sera intéressant de l'utiliser pour comparer les bénéfices d'une stratégie diagnostique avec son coût et procéder alors à une analyse coût-efficacité.

Dans la première section du papier nous définissons les concepts de base qui seront utilisés et les propriétés du modèle. La seconde section est consacrée à la résolution d'un exemple qui correspond à beaucoup de situations médicales concrètes. Enfin, dans une troisième section, nous indiquons des extensions possibles.

1. LE MODÈLE DE BASE ET SES PROPRIÉTÉS

Soit un patient pour qui le médecin doit poser le diagnostic de présence (D) ou d'absence de la maladie (\bar{D}). En fonction des résultats de l'anamnèse et de l'examen clinique, le médecin estime la probabilité (p) de présence de la maladie. Si, à ce stade, p est déjà proche soit de zéro soit de l'unité, on conçoit que le diagnostic sera facile à poser. Par contre, les cas "intermédiaires" vont exiger le recours à des examens complémentaires. L'apport potentiel d'un test i au diagnostic est caractérisé par deux paramètres, appelés dans la littérature médicale sensibilité (S_i) et spécificité (s_i). Ces paramètres sont en fait deux probabilités conditionnelles définies par :

$$S_i = p(T_i^+ / D) \quad (1)$$

où T_i^+ signifie que le test i donne un résultat positif c'est-à-dire indicatif de la maladie et

$$s_i = p(T_i^- / \bar{D}) \quad (2)$$

où T_i^- correspond à un résultat négatif du test².

Une fois connu le résultat d'un test ou d'une batterie de tests, on pourra par le théorème de Bayes calculer la probabilité révisée de maladie qui, pour le cas de n tests positifs par exemple, sera donnée par³ :

$$p(D/T_1^+, T_2^+, \dots, T_n^+) = \frac{p \prod_{i=1}^n S_i}{p \prod_{i=1}^n S_i + (1-p) \prod_{i=1}^n (1-s_i)} \quad (3)$$

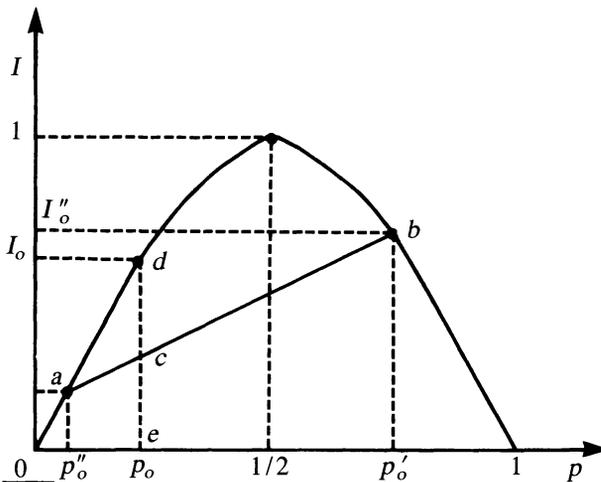
Afin de mesurer l'apport d'un test (ou d'une batterie de tests), il faut quantifier le degré d'incertitude associée à tout niveau de probabilité (pre ou post test) de maladie. On montre en théorie de l'information que seule la fonction I définie par

$$I = -[p \ln p + (1-p) \ln(1-p)] \quad (4)$$

satisfait certains axiomes relatifs à la mesure de l'incertitude attachée aux résultats d'expérimentations (voir par exemple [1], [2], [3], [4]).

Cette fonction est reproduite à la figure 1 pour le cas où, sans perte de généralité, on a considéré des logarithmes en base 2.

FIGURE 1



2. Pour raison de simplicité de l'exposé, nous traitons ici le cas de tests dichotomiques (parfois appelés « catégoriques ») c-à-d dont le résultat est exprimé seulement par deux valeurs possibles (+ ou -). Le raisonnement est étendu aisément au cas de tests appelés « compartimentaux » dans la littérature médicale (résultats compris dans certains intervalles) (voir [14]) ou même de tests avec résultats continus.

3. Cette formule correspond implicitement au cas (très fréquent) où les tests sont conditionnellement indépendants. Elle doit être modifiée pour le cas où les résultats des tests sont conditionnellement dépendants (voir par exemple [6]).

Conformément à l'intuition, l'incertitude est nulle soit en $p=0$ soit en $p=1$ et elle atteint une valeur maximale lorsque $p=1/2$.

Pour évaluer l'apport d'un test isolé T_i lorsque la probabilité pré-test est égale à p_o , on observe qu'à P_o correspond un niveau d'incertitude I_o (point d à la figure 1). Si le test T_i donne un résultat positif (négatif), la probabilité révisée de maladie sera plus élevée (faible) c'est-à-dire $p'_o(p''_o)$. À ces deux probabilités sont associés des degrés d'incertitude respectivement de I'_o et I''_o . L'incertitude attendue $[E(I)]$ est définie comme une moyenne pondérée de ces deux valeurs où les poids correspondent aux probabilités d'observer un résultat positif ou un résultat négatif du test. Comme le montrent Hirshleifer et Riley [5], l'incertitude attendue est égale à l'ordonnée en p_o de la droite joignant les points a et b , c'est-à-dire c . Évidemment, plus le test est « discriminant » (S et s élevés), plus p'_o (p''_o) se trouve déplacé vers la droite (gauche) et plus bas se trouve le point c . À la limite, si $S=s=1$ (test « parfait »), c se confond avec e . Il est important de noter que pour S et s donnés, l'incertitude post-test change avec la probabilité a priori de maladie p_o .

Lorsqu'on réalise une batterie (ou une séquence) de tests, on procède suivant les mêmes principes que ceux décrits ci-dessus. Bien entendu, les calculs sont plus complexes et nous les avons programmés en Fortran sur IBM PC pour le cas de trois tests⁴.

Le programme permet donc de calculer le degré d'incertitude ($D.I.$) qui prévaut à chaque étape du diagnostic. Dans la suite du travail, nous utiliserons plutôt la notion de degré de confiance ($D.C.$) qui est le complément du degré d'incertitude, c'est-à-dire :

$$D.C. = 1 - D.I. \quad (5)$$

En (5), $D.I.$ est déduit de l'unité car celle-ci représente la valeur maximale du degré d'incertitude quand il y a seulement deux résultats possibles à une expérimentation⁵ (voir figure 1).

Si la théorie de l'information permet de calculer l'apport d'une batterie de tests au diagnostic, une étude coût/efficacité requiert qu'on tienne compte également de son coût (par exemple financier) et qu'on établisse une relation entre ces éléments.

4. Le programme peut être obtenu en écrivant à L. Bauwens, Facultés Catholiques de Mons, Chaussée de Binche 151, B 7000 Mons, Belgique.

5. S'il y a deux événements possibles, l'incertitude maximale est atteinte en $p = 1/2$ et la valeur prise par I est alors égale à l'unité (voir équation (4)). S'il y avait quatre événements possibles, l'incertitude serait maximale en $p = 1/4$ et I serait égal à deux. En fait, pour un nombre pair d'événements possibles n , l'incertitude maximale se monte à $n/2$.

Pour ce faire, nous appelons $C_1, C_2, \dots, C_j, \dots, C_n$ le coût de chacun des tests et nous dénotons par Ω l'ensemble des stratégies possibles ($\Omega_1, \dots, \Omega_j, \dots, \Omega_M$) qu'on peut construire à partir des tests disponibles. Une stratégie est une séquence d'instructions diagnostiques. Par exemple, si l'on dispose de 3 tests (T_1, T_2, T_3), une stratégie possible Ω_j combinant ces trois tests de façon séquentielle sera représentée par un arbre (figure 2).

Bien évidemment, comme nous l'indiquons à la section suivante, on peut avec seulement trois tests « dichotomiques » définir un grand nombre de stratégies possibles différentes. De toute manière, on peut calculer pour chaque stratégie j l'espérance de confiance dans le diagnostic qui lui est associée $E_j [(D.C.)]$ et son espérance de coût $E_j [C]$. Pour ce faire, on évalue à chaque noeud d'incertitude (O) les probabilités de réalisation des différents événements possibles et on associe à chaque noeud de décision (\square) le coût financier de cette décision. Comme on peut en outre calculer par les techniques décrites plus haut, le degré de confiance dans le diagnostic obtenu à chaque branche terminale, la procédure bien connue de *folding back* nous fournit aisément pour toute stratégie Ω_j , les valeurs respectives $E_j (D.C.)$ et $E_j (C)$ c'est-à-dire les espérances de confiance dans le diagnostic et de coût qui lui sont associées. À l'issue de ces différents calculs, on peut représenter l'ensemble des stratégies possibles dans un espace à deux dimensions où l'on indique en abscisses la valeur de $E_j (C)$ et en ordonnée celle de $E_j [D.C.]$ (voir figures 4 *infra*).

Pour classer les différentes stratégies les unes par rapport aux autres, nous allons utiliser deux critères d'efficacité (ou, si l'on préfère, de coût-efficacité pour tenir compte du contexte du problème).

Le premier critère très courant en analyse économique consiste à dire qu'une stratégie I est dominée par une stratégie j si

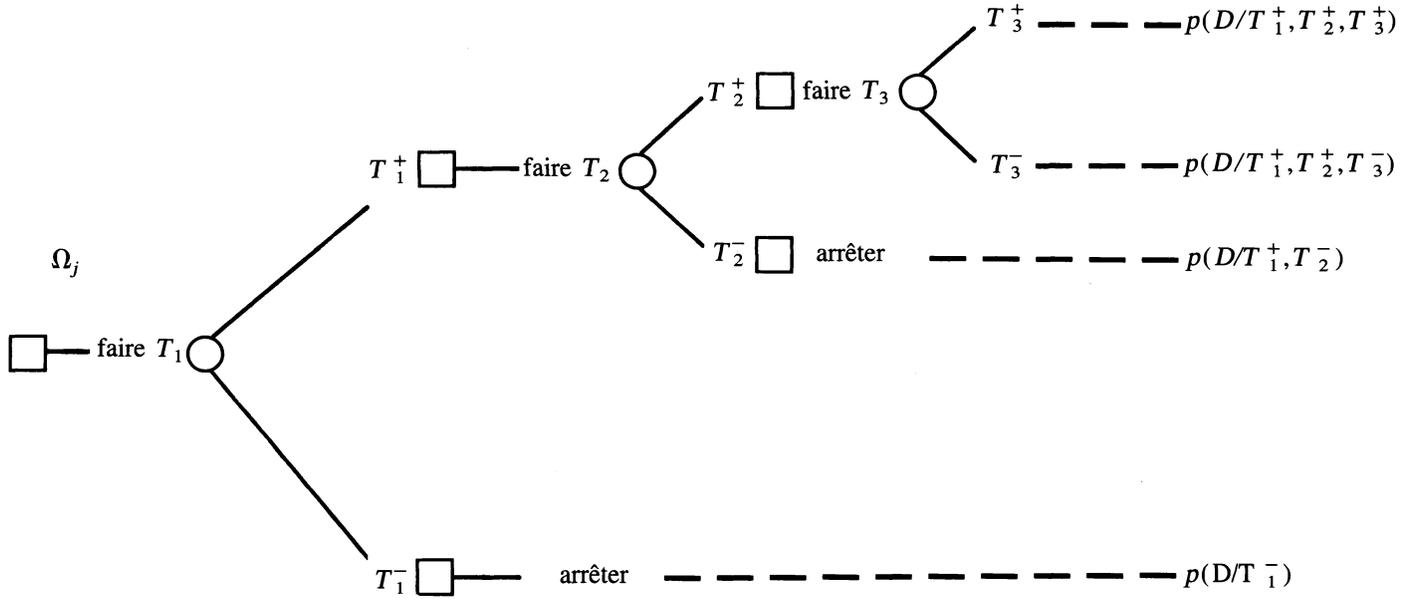
$$\begin{array}{l} E_I (D.C.) \leq E_j (D.C.) \\ E_I (C) \geq E_j (C) \end{array} \quad (6)$$

avec au moins un signe d'inégalité stricte. Ce critère implique que dans un graphique tel que celui reproduit à la figure 3, les stratégies efficaces (non dominées) se trouveront le long d'une courbe croissante.

Le critère décrit en (6) permet déjà d'éliminer un grand nombre de stratégies inefficaces. Cependant, comme on le montre dans la section II, le nombre de stratégies non dominées peut rester important. Pour le réduire davantage, nous proposons un second critère⁶ qui semble assez raisonnable. Soit trois stratégies

6. En réalité, nous suivons une procédure qui ressemble à celle adoptée dans le classement des distributions de probabilité par les critères successifs de dominance stochastique. Si la dominance stochastique de 1^{er} ordre ne permet de classer que peu de distributions, celle de 2^{ème} ordre est plus « performante ». Il faut noter aussi que le critère que nous proposons en (7) présente certaines analogies avec le concept de dominance stochastique convexe.

FIGURE 2

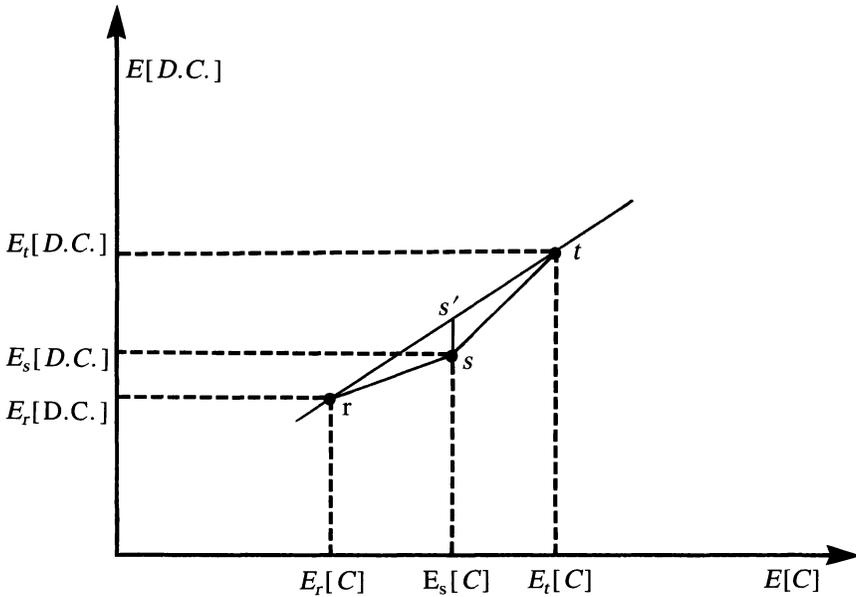


$\Omega_r, \Omega_s, \Omega_t$ qui sont efficaces au sens de (6). Nous dirons que Ω_s est dominée par une combinaison convexe de Ω_r et Ω_t s'il existe un nombre $\lambda(0 < \lambda < 1)$ tel que :

$$\begin{aligned} \lambda E_r[DC] + (1-\lambda)E_t[DC] &> E_s[DC] \\ \lambda E_r[C] + (1-\lambda)E_t[C] &> E_s[C] \end{aligned} \tag{7}$$

La situation qui prévaut en (7) est reproduite à la figure 3.

FIGURE 3

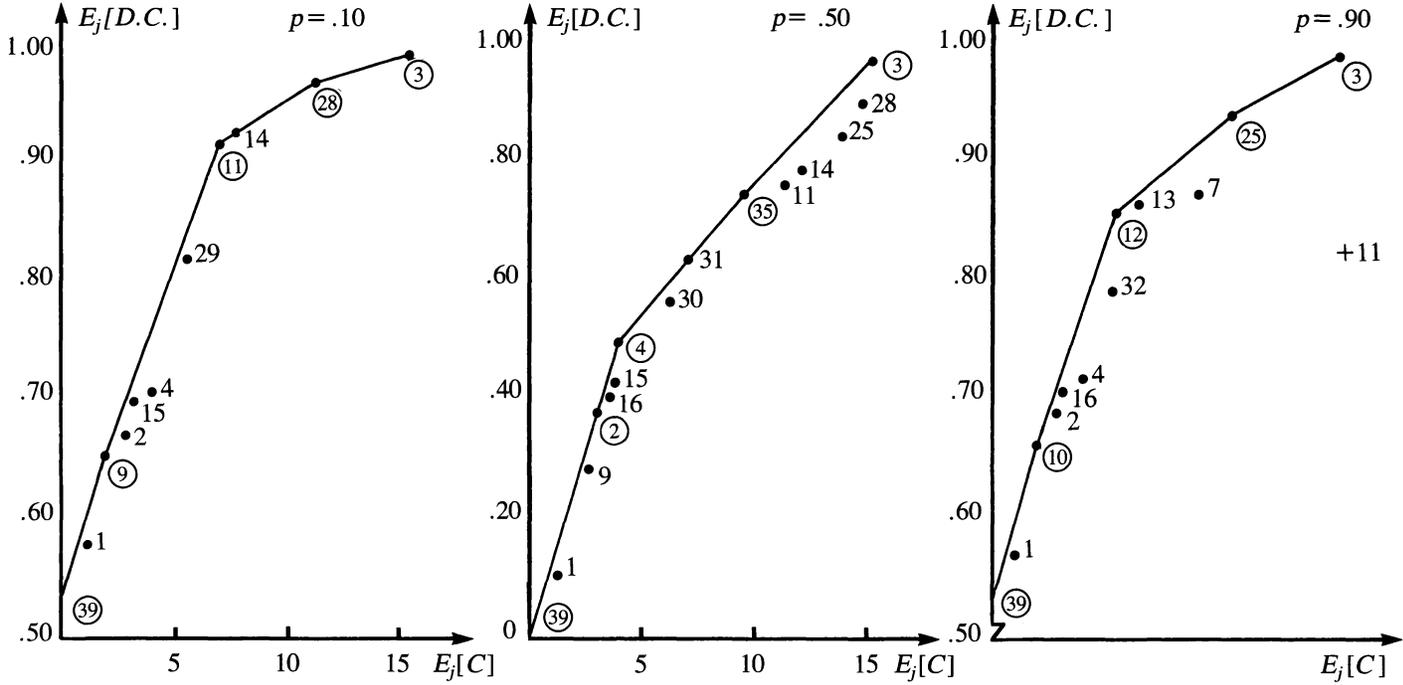


La stratégie Ω_s n'est dominée ni par Ω_r ni par Ω_t en vertu de (6). Toutefois, en appliquant Ω_r à la moitié des patients ($\lambda=1/2$) et Ω_t à l'autre moitié, on génère un point s' qui permet d'obtenir globalement une meilleure confiance dans le diagnostic tout en dépensant les mêmes sommes que pour Ω_s .

Il résulte de (6) et (7) que dans l'espace $(E[C], E[D.C.])$, la frontière efficiente sera croissante et qu'elle n'aura pas de portion convexe (comme rst).

Ainsi que nous le montrons dans la section suivante, la règle (7) réduit de façon significative le nombre de stratégies efficaces.

FIGURE 4



II. UN EXEMPLE

Afin de ne pas alourdir le texte par des considérations médicales spécifiques, nous avons choisi de développer un exemple abstrait. Signalons cependant que le cas présenté ici correspond d'assez près à beaucoup de situations médicales réelles comme par exemple celles que l'on trouve en cardiologie, cancérologie ou en hépatologie.

Nous considérons un problème où trois tests sont disponibles. Leurs caractéristiques sont les suivantes⁷ :

Test	S_i	s_i	C_i
T_1	,7	,7	1
T_2	,9	,8	3
T_3	1,0	1,0	15

Il s'agit de trouver pour une valeur donnée de p (la probabilité pré-test de maladie) les stratégies efficaces en fonction du seul critère (6) ou de l'ensemble des critères (6) et (7).

La première étape consiste à déterminer l'ensemble des stratégies possibles Ω . Dans le cas présent, il y en a 39 et elles sont en partie répertoriées à l'appendice 1. Ce nombre reste raisonnable parce que T_3 est un test parfait. De la sorte, il sera automatiquement inefficace d'associer T_3 aux autres tests dans une approche simultanée ou de faire suivre T_3 par T_2 et/ou T_1 dans une approche séquentielle.

Le programme nous fournit, à tout niveau initial de p donné, les valeurs de $E_i[CD]$ et $E_i[C]$ pour $i=1, \dots, 39$. Il sélectionne également les stratégies qui vérifient le critère (6). Leur représentation graphique permet alors aisément de retenir les stratégies qui respectent également (7).

Nous donnons aux figures 4a, b et c l'ensemble des stratégies qui satisfont au moins le critère de l'équation (6) pour 3 valeurs de p : .10, .50 et .90.

Les stratégies entourées d'un cercle sont celles qui respectent les critères des équations (6) et (7). On observe que l'addition du critère (7) réduit assez sensiblement le nombre de stratégies efficaces qui sont à considérer. En fait, pour les trois probabilités a priori retenues et les 39 stratégies possibles, on obtient :

7. Si un test i était moins coûteux qu'un test j et s'il était au moins aussi performant ($S_i \geq S_j$, $s_i \geq s_j$), le test j devrait être éliminé de la liste des tests disponibles. On remarquera que dans notre exemple, les tests sont ordonnés par ordre croissant de performance et de coût, de sorte qu'aucun test n'est à rejeter a priori.

	Nombre de stratégies efficaces		
	$p=.10$	$p=.50$	$p=.90$
Selon le critère (6) seul	11	15	12
Selon les critères (6) et (7)	5	5	5

Tout en permettant de réduire l'ensemble des stratégies à considérer par le médecin, l'approche présentée ici met en relief deux faits importants :

- a) les procédures diagnostiques sont soumises à la loi des rendements décroissants : l'accroissement des dépenses a un effet d'autant plus faible en terme de performance diagnostique que le total dépensé est déjà élevé ;
- b) le choix d'une procédure diagnostique efficace dépend de façon critique de la probabilité pré-test de maladie. On observe en effet que le passage de $p=.10$ à $p=.90$ change l'identité des stratégies efficaces. En fait, comme on peut le voir à la figure 4c, la stratégie 11, qui est coût-efficace lorsque $p=.10$, est devenue tout à fait inefficace pour $p=.90$.

III. DISCUSSION ET CONCLUSION

Dans ce papier, nous avons supposé que le médecin ordonne des tests diagnostiques afin de réduire l'incertitude dans laquelle il se trouve à l'issue d'un examen clinique. Ce point de vue – sans doute assez réaliste – nous a permis d'utiliser les principes de la théorie de l'information pour sélectionner les stratégies diagnostiques qui soient coût-efficaces.

Évidemment, des hypothèses différentes auraient pu être faites au sujet du comportement du médecin. Ainsi que l'ont montré les travaux appliquant la théorie de la décision à la médecine [6,7,8], l'adoption d'une stratégie diagnostique n'a de sens que si elle peut à terme déboucher sur une meilleure décision thérapeutique. Dans cette optique, la valeur d'une stratégie diagnostique dépend donc des bénéfices et coûts (mesurés notamment par le nombre et la qualité des années de survie – les *quality adjusted life years* ou QALY's) attendus de la mise en oeuvre des traitements qui seront sélectionnés une fois les résultats des tests disponibles. Comme les bénéfices et les coûts associés à chaque traitement possible sont en réalité des variables aléatoires, on conçoit que l'aversion au risque (du médecin et/ou de son patient) va influencer le choix du traitement et partant la valeur des tests (voir par exemple [9]). Ce genre de considération peut être introduit dans notre démarche en calculant au bout de chaque stratégie diagnostique l'espérance d'utilité des traitements retenus plutôt que le degré d'incertitude. Si elle est techniquement réalisable, l'approche par l'espérance d'utilité requiert malheureusement des données sur la distribution des bénéfices

et coûts des traitements, ce qui est rarement produit de façon systématique dans la littérature médicale ⁸.

Il faut également insister sur le fait que l'objectif de la méthode présentée dans ce papier n'est pas de déterminer la stratégie optimale, ce qui est souvent le point de vue adopté en théorie de la décision. Au contraire, suivant une démarche comparable à celle utilisée dans l'étude de la dominance stochastique [10,11], nous avons essayé de réduire l'ensemble des stratégies possibles pour ne laisser subsister qu'un nombre limité de stratégies efficaces entre lesquelles le médecin pourra choisir. La méthode mise en oeuvre lui permet de sélectionner une stratégie qui, sans être nécessairement optimale, est tout au moins efficace.

L'approche adoptée peut être utile également pour évaluer l'apport d'une technologie médicale nouvelle. En effet, si un nouveau test était proposé, on pourrait tracer la nouvelle frontière efficiente correspondant à l'inclusion de ce nouveau test dans l'ensemble des stratégies possibles. Cette nouvelle frontière doit nécessairement être au-dessus de celle prévalant avec l'introduction du nouveau test et l'importance de l'écart entre les deux frontières fournit un indice de l'apport de la technologie nouvelle. En réalité, l'approche adoptée ici est très semblable à celle retenue en finance pour la construction de portefeuilles efficaces et elle se prête au même genre d'analyse en termes d'évaluation d'innovations ou de réglementations (voir par exemple [12]).

La démarche proposée dans ce papier pourrait en outre être étendue dans deux directions. En premier lieu, il faut réaliser que le coût et le degré de confiance dans le diagnostic résultant de l'application d'une stratégie sont fondamentalement des variables aléatoires dont nous avons seulement évalué ici l'espérance. On pourrait bien entendu calculer d'autres moments de ces distributions et proposer des stratégies efficaces qui en résultent. Le lien avec les méthodes multicritères pourrait alors être aisément fait puisque les moments des distributions pourraient être interprétés comme des critères de jugement de l'intérêt d'une stratégie ([13]). En deuxième lieu, signalons que si la réduction d'incertitude et le coût financier sont deux paramètres importants pour l'évaluation d'une stratégie, ils ne sont pas les seuls envisageables. Par exemple, certains tests sont plus douloureux pour le patient, tandis que d'autres exigent des délais d'attente importants pour l'obtention des résultats. Bien entendu, ces critères pourraient aussi être incorporés dans une analyse plus globale de la sélection des stratégies efficaces.

8. Dans beaucoup de cas, la littérature médicale fournit des données en termes de durée et de qualité de survie soit sur le bénéfice soit sur le coût des traitements mais pas sur les deux simultanément. L'introduction de la théorie de la décision dans le raisonnement médical a, ces dernières années, amélioré cet état de choses. Toutefois, les études qui se penchent sur les aspects bénéfiques et coûts présentent seulement les effets *moyens*, ce qui revient à supposer la neutralité au risque (voir infra).

APPENDICE 1.

Il serait fastidieux de reproduire chacune des 39 stratégies disponibles. Nous donnons ici à titre d'indication le contenu des stratégies efficaces reprises à la figure 4⁹.

Ω_2 : faire T_2	Ω_3 : faire T_3
Ω_4 : faire T_1 et T_2	Ω_9 : faire T_1 et si positif faire T_2 ; sinon arrêter
Ω_{10} : faire T_1 et si négatif faire T_2 ; sinon arrêter	Ω_{11} : faire T_2 et si positif faire T_3 ; sinon arrêter
Ω_{12} : faire T_2 et si négatif faire T_3 ; sinon arrêter	Ω_{25} : faire T_1 et T_2 et si tous deux positifs arrêter ; sinon faire T_3
Ω_{28} : faire T_1 et T_2 et si tous deux négatifs arrêter ; sinon faire T_3	Ω_{35} : faire T_1 et T_2 et arrêter s'ils donnent des résultats concordants (++ ou --) ; sinon arrêter
Ω_{39} : ne rien faire.	

BIBLIOGRAPHIE

- [1] ASH, R., *Information Theory*, New York, Interscience Publishers, 1965.
- [2] THEIL, H., *Economics and Information Theory*, Amsterdam, North-Holland Publications, 1967.
- [3] YAGLOM, A., YAGLOM, I., *Probabilité et Information*, Paris, Dunod, 1959.
- [4] GOULD, J., «Risk, Stochastic Preference and the Value of Information», *Journal of Economic Theory*, 1974, 8, pp. 64-84.
- [5] HIRSHLEIFER, J. et RILEY J., «The Analytics of Uncertainty and Information. An expository Survey», *Journal of Economic Literature*, 1979, 17, pp. 1375-1421.
- [6] WEINSTEIN, M., FINEBERG, H., ELSTEIN A. *et al.*, *Clinical Decision Analysis*, Philadelphia, Saunders, 1980.
- [7] DOUBILET, P., «A Mathematical Approach to Interpretation and Selection of Diagnostic Tests», *Medical Decision Making*, 1983, 3, pp. 177-195.
- [8] EECKHOUDT, L., LEBRUN, Th. et SAILLY, J., «The Informative Content of Diagnostic Tests : An Economic Analysis» *Social Science and Medicine*, 1984, 18, pp. 873-880.
- [9] EECKHOUDT, L., LEBRUN, Th. et SAILLY, J., «Risk-aversion and Physicians' Medical Decision Making», *Journal of Health Economics*, 1985, 4, pp. 273-281.

9. La liste exhaustive des 39 stratégies est disponible auprès de L. Bauwens.

- [10] HADAR, J. et RUSSEL, W., «Rules for Ordering Uncertain prospects», *American Economic Review*, 1969, 59, pp. 25-34.
- [11] HANOCH, G. et LEVY, H., «The Efficiency Analysis of Choices Involving Risk», *Review of Economic Studies*, 1969, 36, pp. 335-346.
- [12] BLAIR, P. et HEGGESTAD, A., «Bank Portfolio Regulation and the Probability of Bank Failure», *Journal of Money, Credit and Banking*, 1978, 10, pp. 88-93.
- [13] BRANS, J. et VINCKE, Ph., «A Preference Ranking Organisation Method», *Management Science*, 1985, 31, pp. 647-656.
- [14] DIAMOND, G., HIRSCH, M., FORRESTER, J., *et al.*, «Applications of Information Theory to Clinical Diagnostic Testing. The Electrocardiographic Stress Test», *Circulation*, 1981, 63, pp. 915-921.