



HAL
open science

Fiabilité des tests génétiques et architecture des contrats d'équilibre

Mouhamadou Fall

► **To cite this version:**

Mouhamadou Fall. Fiabilité des tests génétiques et architecture des contrats d'équilibre. 2012. halshs-00751861

HAL Id: halshs-00751861

<https://shs.hal.science/halshs-00751861v1>

Preprint submitted on 14 Nov 2012

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

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

Fiabilité des tests génétiques et architecture des contrats d'équilibre

Professeur Mouhamadou FALL*

Résumé

Longtemps considérés comme fiables, les tests génétiques se répandent dans quasiment tous les domaines de la société. Cependant, plusieurs auteurs à l'instar de Penacino et al. (2003) tirent la sonnette d'alarme et attirent l'attention sur les résultats fallacieux que peuvent engendrer les tests génétiques. Sur le marché d'assurance, le manque de fiabilité des tests génétiques est parfois l'une des raisons évoquées par les assureurs pour se priver de l'information génétique. Dans notre analyse, nous montrons que l'utilisation des tests génétiques même avec un manque de fiabilité n'empêchera pas le marché d'assurance de bien fonctionner. Tout d'abord nous avons caractérisé le marché. A cause de l'erreur sur un test, les bons risques gardent présent à l'esprit qu'ils ont une chance d'être mauvais risque et les mauvais risques l'espoir d'avoir une chance d'être bon risque. Par conséquent, le marché sera composé de bons risques pessimistes et de mauvais risques optimistes. Ensuite, nous avons cherché à déterminer les contrats offerts sur le marché. Lorsque l'assureur n'a pas les mêmes croyances que les agents, les contrats offerts peuvent aller d'un unique contrat à un menu de contrats d'assurance partielle. En revanche, si l'assureur a les mêmes croyances que les assurés, il offre aux mauvais risques optimistes un contrat de pleine assurance et aux bons risques pessimistes un contrat à couverture partielle. Le contrat de pleine assurance des mauvais risques optimistes est cependant différent du contrat de pleine assurance de Stiglitz (1977) en ce sens que les agents ont une plus grande utilité.

Mots clés : test génétique, fiabilité, asymétrie d'information, probabilité subjective

Abstract

The genetic tests spread in almost all the domains of the society. However, several authors following the example of Penacino and al. (2003) pull the alarm bell and draw the attention on the deceptive results that the genetic tests can engender. On the insurance market, the lack of reliability of the genetic tests is sometimes one of the reasons evoked by the insurers to go without the genetic information. In our analysis, we show that the use of the genetic tests, even with a lack of reliability, will not prevent the insurance market from working well. First of all, we characterized the insurance market. Because of the error on a test, the low-risk agents keep present in the spirit that they have a chance to be high-risk agent and the high-risk agents the hope to have a chance to be good risk. Consequently, the market will consist of pessimistic low-risk agents and optimistic high-risk agents. Then, we tried to determine contracts offered on the market. When the insurer has no same faiths as the agents, the offered contracts can go of a pooling contract to a menu of partial insurance contracts. On the other hand, if the insurer has the same faiths as the policyholders, he offers to the optimists a full insurance contract and at the pessimists a contract with partial coverage. The full insurance contract of the optimists is however different from the full insurance contract of Stiglitz (1977) in the sense that the agents have a higher utility.

Key words: Genetic testing, asymmetry of information, subjective probability

* UFR Sciences Economiques et Gestion, Université Gaston Berger, BP 234, Saint-Louis, Sénégal. Courriel : mouhamadou.fall@ugb.edu.sn, Téléphone : +221 77 953 80 12

1. Introduction

A ce jour, les tests génétiques sont de plus en plus utilisés dans quasiment tous les domaines de la société. La justice, par exemple, n'hésite pas à utiliser les résultats d'un test génétique pour confirmer ou infirmer l'innocence ou la culpabilité d'un suspect lors de son jugement (Pyrek, 2007 ; Sandomir et Butler, 2011 ; Butler, 2012). D'ailleurs, un certain nombre d'experts judiciaires ont toujours certifié de la validité des tests génétiques sans émettre le moindre doute sur sa fiabilité (Koehler, 1993). En 2003, la loi sur l'avancement de la justice par l'ADN montre l'intérêt de l'usage des tests génétiques communément admis dans les cours de justice aux États-Unis. Toutefois, plusieurs auteurs à l'instar de Penacino et al. (2003) tirent la sonnette d'alarme et attirent l'attention sur les résultats fallacieux que peuvent engendrer les tests génétiques.

Sur le marché d'assurance, le manque de fiabilité des tests génétiques peut aussi poser problème. Nous dirons qu'un test génétique n'est pas fiable lorsque l'individu ne sait pas avec certitude s'il est un bon risque ou un mauvais risque ; un bon risque étant un agent non porteur du gène altéré, tandis qu'un mauvais risque est porteur du gène défectueux.

Avec le manque de fiabilité des tests génétiques, il est probable, sur le marché d'assurance, que les individus fondent leur risque de maladie sur des probabilités non pas objectives mais plutôt subjectives. Il peut y avoir de plus une divergence des croyances, entre l'assureur et les assurés, qui intervient toutes les fois que la compagnie fonde ses croyances sur les probabilités objectives d'occurrence de la maladie alors que les agents fondent leurs croyances sur des probabilités subjectives et vice versa.

Dans la littérature, différents modèles traitent de situations de divergences des croyances entre les assurés et les assureurs. Ces modèles à l'instar de Jeleva et Villeneuve (2004) s'inspirent de ceux de Savage (1954), Quiggin (1982), Yaari (1987), Schmeidler (1989) ou encore Jaffray (1989). La particularité du modèle de Jeleva et Villeneuve (2004) est d'arriver à des situations où l'assureur offre un contrat *pooling* dans un cadre monopolistique contrairement à l'article séminal de Stiglitz (1977).

Notre analyse s'insère dans la lignée des divergences des croyances entre l'assureur et les assurés. Plus précisément, nous cherchons à savoir dans cet article, comment le manque de fiabilité d'un test génétique peut affecter le marché de l'assurance. En d'autres termes, nous nous interrogeons d'une part sur la nature des contrats lorsqu'un test n'est pas fiable et que l'assureur fonde ses croyances sur les probabilités objectives de développer une maladie génétique alors que les agents déforment leurs probabilités objectives en des probabilités

subjectives. Dès lors, le manque de fiabilité sur les tests génétiques ne risque-t-il pas d'entraîner un échec du marché ? D'autre part, nous levons l'hypothèse de divergence des croyances entre l'assureur et les assurés. Dans un tel cas de figure, existe-t-il un gain sur ce contrat par rapport à celui où il y aurait une divergence des croyances entre l'assureur et les assurés ?

Afin de répondre à ces interrogations, nous caractérisons la population en fonction à la fois de leurs antécédents familiaux et de la fiabilité sur le test génétique. Une telle classification de la population nous permet de mieux discerner les agents en fonction des résultats de leur test génétique. Dans le modèle que nous proposons, nous cherchons à montrer que le marché d'assurance n'est pas en situation d'échec lorsque l'assureur utilise l'information génétique pour caractériser les individus tandis que ces derniers déforment leurs probabilités objectives. L'amélioration des contrats est à attendre lorsque l'assureur et les assurés ont les mêmes croyances puisque la classification des individus est plus adéquate.

2. Environnement du modèle

Les tests génétiques, outils nécessaires à la médecine pour informer les individus sur certaines prédispositions à développer telle ou telle maladie, présentent un intérêt pour les compagnies d'assurance. L'offre de contrats sur le marché pourrait être corrélée avec cette information génétique, information par ailleurs scientifique. Mais le manque de fiabilité sur certains tests est susceptible d'affecter l'équilibre du marché. Dans cette partie, nous décrivons l'environnement de notre modèle et posons notre cadre d'analyse.

2.1 Environnement du marché d'assurance et séquence du modèle

Supposons que les individus passent un test génétique pour une maladie multifactorielle¹. Ce test se fait en deux étapes. La première étape consiste à passer le test qui pourrait révéler aux agents s'ils sont porteurs ou non du gène responsable de la maladie. La seconde étape consiste, une fois le statut génétique établi, à prédire pour chaque individu la probabilité objective qu'il a de développer la maladie. Pour le cancer du sein par exemple, il existe un test qui permet de détecter la mutation du gène BRCA 1/2. Un individu qui passe ce test et à qui on prouve l'existence du gène délétère a environ un risque de 50% de développer la maladie à l'âge de 70 ans. En revanche, un bon risque a environ 12% de chance de développer la maladie (Strohmenger et Wambach, 2000 ; Spiegel et al., 2011).

¹ Cf. Fall (2004) pour de plus amples informations sur les maladies multifactorielles.

Dans notre modèle, nous supposons, cependant, que le test effectué par les agents n'est pas fiable² à 100%. Cette information est de grande importance dans la décision d'acquisition de l'information pour les agents, comme pour la compagnie d'assurance dans son offre de contrats. De prime abord, nous pouvons conjecturer que les agents ne vont pas se lancer dans des tests pour les maladies multifactorielles, et ce pour des raisons de méconnaissance du test, ou pour des coûts psychologiques³. Or, les faits contredisent souvent cette conjecture. Pour des raisons parfois inexplicables, certains agents décident de passer un test génétique bien que ce dernier ne soit pas fiable à 100%. En 2000 par exemple, près de 90% des personnes interrogées aux États-Unis souhaitaient passer le test pour le gène BRCA et les gènes pour le cancer héréditaire non polypose (Bonn, 2000). Et pourtant, même pour ces maladies largement étudiées, la fiabilité des tests était à l'époque contestée car elle dépendait de plusieurs paramètres comme l'environnement et les antécédents familiaux.

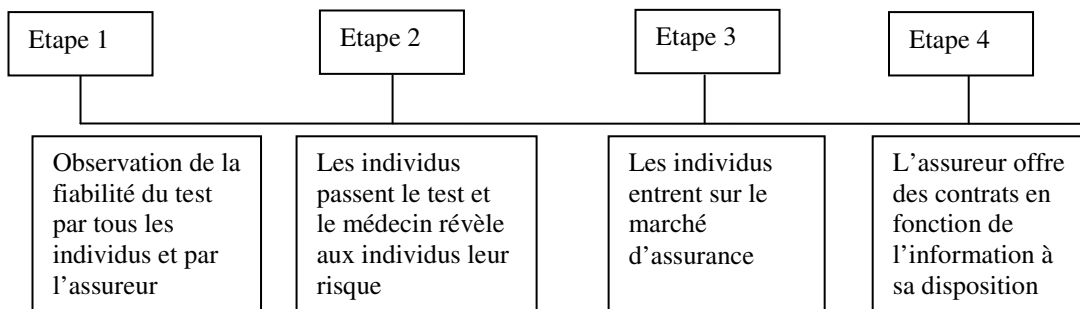


Schéma 1 : Environnement général du modèle

2.2 Les bons risques pessimistes et les mauvais risques optimistes

Avant que les agents ne passent le test, nous supposons qu'ils appartiennent à deux catégories : les agents pour lesquels des antécédents familiaux défavorables⁴ ont été repérés et des agents sans antécédents familiaux défavorables. Nous appelons les premiers « les agents avec antécédents », et les seconds « les agents sans antécédents ». La population est composée de (λ) agents sans antécédents et $(1-\lambda)$ agents avec antécédents. Cette information est une connaissance commune entre l'assureur et les individus.

Étant donné que les maladies à lignée germinale⁵ sont transmissibles à la descendance (Kamoun, 2006), un agent avec au moins un parent avec le gène altéré a plus de chance d'être également porteur qu'un agent sans antécédent familial défavorable (Tops et al., 2009). En

² Cf. http://www.alrc.gov.au/publications/10-genetic-testing/reliability-genetic-testing#_ftnref21

³ L'anxiété provoquée par le risque futur de maladie peut freiner les individus à vouloir passer le test (Caplin et Leahy, 2001 ; Bosch et al., 2012).

⁴ Les antécédents familiaux sont défavorables lorsque l'individu a, au sein de sa famille, une personne qui a eu la maladie, ou déclare avoir le gène défectueux.

⁵ Les maladies à lignée germinale sont les maladies héréditaires.

revanche, les agents qui n'ont pas de précédents de la maladie dans leur famille peuvent être considérés comme des agents *a priori* non porteurs du gène altéré. Nous supposons, par conséquent, que les agents avec antécédents sont *a priori* plus risqués que les agents sans antécédents.

Soit $\varepsilon \in [0,1]$, l'indicateur sur la qualité du test génétique⁶. Ce signal est une information publique parfaitement observable. Lorsque ε est égal à 1, le test est alors totalement fiable : il révèle sans erreur le statut génétique de l'agent. En revanche, le test est de mauvaise qualité⁷ lorsque ε est égal à 0. Dans ce cas, l'erreur sur le test génétique est maximale.

Nous supposons que dans le groupe des « sans antécédents », l'agent a le statut de bon risque avec une probabilité $\frac{1+\varepsilon}{2}$. Mais à cause du manque de fiabilité du test, il est probable que l'agent soit un mauvais risque avec une probabilité $\frac{1-\varepsilon}{2}$. Selon cette configuration, si $\varepsilon=1$ alors l'agent sans antécédent est à 100% bon risque, non porteur du gène. Cependant, le test est non informatif si $\varepsilon=0$. Dans ce cas, l'agent a autant de chance d'être bon risque que d'être mauvais risque. De façon symétrique, nous supposons que le médecin révèle aux agents avec antécédents leur statut de mauvais risque avec une probabilité $\frac{1+\varepsilon}{2}$. À cause de l'erreur probable du test, il est possible que ces agents soient bons risques avec une probabilité $\frac{1-\varepsilon}{2}$.

Soit p_b la probabilité objective qu'un agent effectivement bon risque développe la maladie ; et p_m la probabilité objective qu'un agent effectivement mauvais risque développe la maladie (avec $p_m > p_b$). Le schéma ci-après permet de mieux synthétiser la répartition de la population.

⁶ Lorsqu'un individu passe un test génétique, on recherche le gène responsable de la maladie. Il arrive que l'on observe uniquement « un ou des marqueurs proches de la zone génomique impliquée et dont une combinaison allélique semble presque toujours associée à la maladie. Dans cette situation, il est possible d'élaborer un test de liaison dont le principe est de détecter chez un individu la présence ou non des allèles "toujours associés à la maladie". Ces tests seront donc moins fiables (...). Un laboratoire proposant un test de liaison doit donner le pourcentage de fiabilité de son test, et sur quelle population il a été validé » source : <http://sferov.free.fr/genetique.html>. Si le test en question est le test direct d'ADN, l'indicateur sur la qualité pourrait être la sensibilité du test, c'est-à-dire la capacité du test à détecter les personnes à risques dans la population des agents avec des antécédents ou alors la spécificité du test, c'est-à-dire la capacité du test à détecter les personnes à faibles risque dans la population des individus sans antécédents.

⁷ Tops et al. (2009) utilisent le terme de « *grey test result* » pour parler de résultat de test non concluant ou de mauvaise qualité.

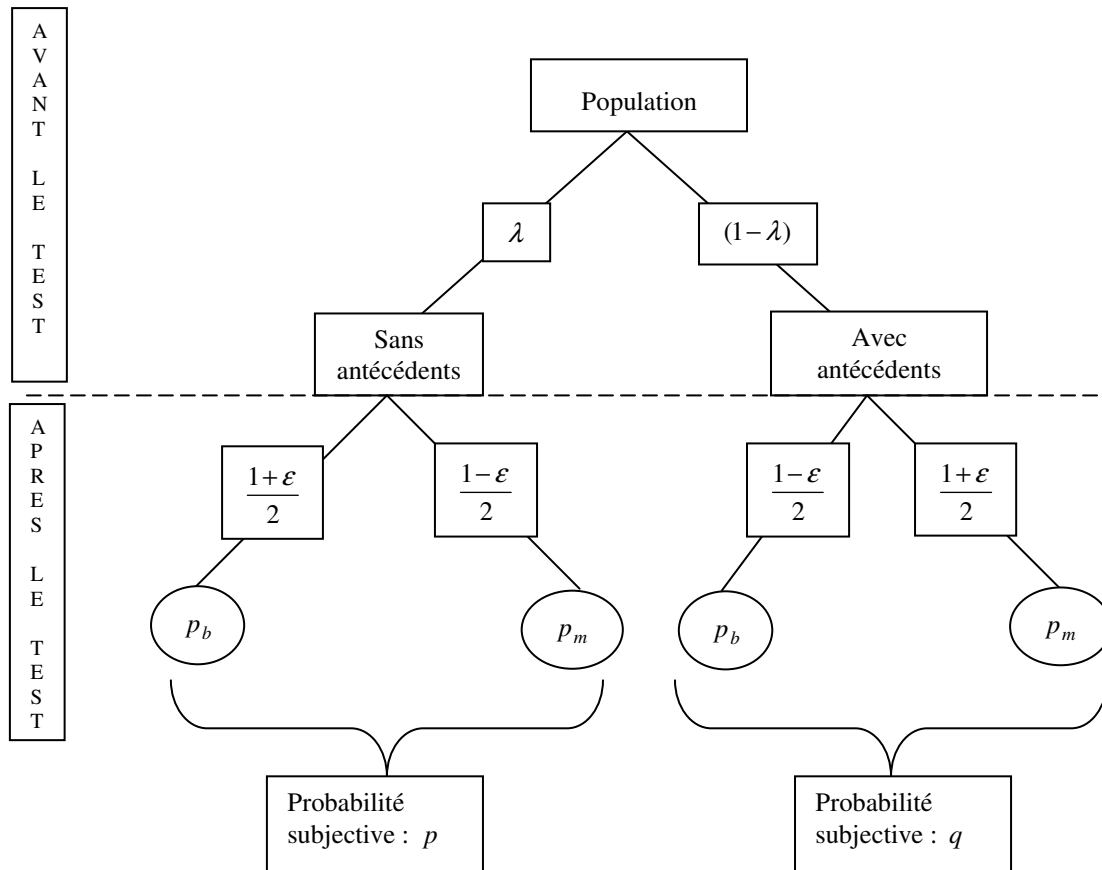


Schéma 2 : Répartition de la population selon les risques

Sur ce schéma, nous pouvons déduire, par exemple, qu'un agent sans antécédent a une probabilité $\frac{1+\varepsilon}{2}$ d'être bon risque et p_b représente la probabilité objective qu'il a de développer la maladie.

À l'issue du test, la probabilité subjective d'avoir la maladie s'obtient par une transformation monotone des vraies probabilités (Kahneman et Tversky, 1979 ; Quiggin, 1982 ; Chassagnon et Villeneuve, 2005). Un agent sans antécédents a une probabilité subjective p de développer la maladie qui s'écrit :

$$p = \frac{1+\varepsilon}{2} p_b + \frac{1-\varepsilon}{2} p_m$$

avec $p > p_b$

Les agents sans antécédents surestiment leur probabilité de développer la maladie par rapport à la situation où le test leur révèle qu'ils sont non porteurs. Ils sont pessimistes sur leur risque de maladie car il existe une chance qu'ils soient mauvais risques. La probabilité subjective p de ces agents est supérieure à la probabilité objective p_b .

En revanche, l'agent avec antécédents devient optimiste sur son risque de développer la maladie après avoir effectué le test génétique. Sa probabilité subjective q s'écrit :

$$q = \frac{1-\varepsilon}{2} p_b + \frac{1+\varepsilon}{2} p_m$$

avec $q < p_m$.

À la suite de notre analyse, nous utiliserons les termes « bon risque pessimiste » pour désigner un agent sans antécédents qui révisé ses croyances après avoir effectué le test. De même, nous parlerons de « mauvais risque optimiste » pour désigner un agent avec des antécédents défavorables qui révisé ses croyances.

2.3 Séquence de choix et d'action de l'assureur et des assurés

Dans un premier temps, nous supposons que la compagnie ne sait pas comment le manque de fiabilité sur un test génétique affecte les agents dans la population. En d'autres termes, l'assureur ignore statistiquement la proportion de mauvais risques dans le groupe d'agents sans antécédents, et la proportion de bons risques dans le groupe d'agents avec antécédents c'est-à-dire qu'il ignore les proportions $\frac{1+\varepsilon}{2}$ et $\frac{1-\varepsilon}{2}$. Il connaît uniquement les proportions (λ) et $(1-\lambda)$ et les probabilités objectives p_b et p_m . *A contrario*, les individus connaissent non seulement les informations à la disposition de l'assureur, mais de plus ils connaissent comment le manque de fiabilité du test génétique affecte les uns par rapport aux autres. Pour être plus précis, un agent sans antécédents sait parfaitement à la suite du test qu'il est moins risqué que l'agent avec des antécédents ($p < q$).

Dans un second temps de notre analyse, nous supposons que l'assureur sait que la population est composée de bons risques pessimistes et de mauvais risques optimistes. En d'autres termes, il observe les proportions $\frac{1-\varepsilon}{2}$ et $\frac{1+\varepsilon}{2}$ d'agents bons risques et d'agents mauvais risques dans la population d'agents sans antécédents et dans la population d'agents avec antécédents. Toutefois, face à un individu, il ne peut pas dire s'il est bon risque pessimiste ou mauvais risque optimiste. Il peut ainsi réviser ses croyances en déterminant les probabilités subjectives que chaque agent présent sur le marché a de développer la maladie.

En somme, deux situations de marché sont étudiées dans notre analyse. La première concerne le cas où l'assureur ignore complètement comment le manque de fiabilité d'un test génétique affecte les agents. La seconde est le cas où l'assureur observe les probabilités

subjectives des assurés. Dans l'un ou l'autre des cas étudiés, nous définissons d'une part les préférences de la compagnie d'assurance et des agents, et déterminons ensuite les contrats proposés.

3. Préférence des agents et de la compagnie en situation monopolistique

Nous supposons que les agents sont caractérisés par une fonction d'utilité monétaire Von Neumann Morgenstern u , strictement croissante et concave ($u' > 0$ et $u'' < 0$). Ils disposent d'une richesse w soumise à une perte monétaire notée D ; la perte D étant la richesse que l'agent consacre aux soins de santé.

En fonction de nos hypothèses, une compagnie d'assurance neutre au risque propose un menu de contrats aux agents pour couvrir leur risque. Soit c_b et c_m les contrats proposés par l'assureur dans le cas où il ignore comment le manque de fiabilité du test affecte les agents. En d'autres termes, les contrats sont basés sur les probabilités objectives de développer la maladie. Nous les nommons les contrats d'information génétique. En revanche, c_o et c_p sont les contrats que l'assureur offre et qui sont basés sur les transformations des probabilités objectives en probabilités subjectives. Autrement dit, il s'agit des contrats proposés lorsqu'il n'existe pas de divergence de croyance entre l'assureur et l'assuré. Nous les nommons les contrats d'information subjective. Quel que soit le contrat considéré, nous avons $c_i = (\alpha_i, \beta_i)$ avec α_i la prime et β_i l'indemnité nette de la prime versée par la compagnie en cas d'occurrence du sinistre ($i = b, m, o, p$).

3.1 Les préférences basées sur le contrat d'information génétique

Les préférences décrites ici sont celles où il y a divergence des croyances entre l'assureur et les assurés c'est-à-dire les préférences basées selon les contrats c_b et c_m . Chaque agent évalue le contrat qui lui est offert selon la probabilité subjective p ou q qu'il a de développer la maladie génétique. En d'autres termes, un agent pris aléatoirement dans le groupe des agents sans antécédents évalue le contrat avec sa probabilité subjective p de développer la maladie.

$$EU(c_b, p) = EU(\alpha_b, \beta_b, p) = pu(w - D + \beta_b) + (1 - p)u(w - \alpha_b) \quad (1)$$

Symétriquement, l'espérance d'utilité d'un agent avec une probabilité subjective q de développer la maladie s'écrit :

$$EU(c_m, q) = EU(\alpha_m, \beta_m, q) = qu(w - D + \beta_m) + (1 - q)u(w - \alpha_m) \quad (1')$$

L'assureur cherche à maximiser son profit global qui est calculé en fonction des proportions $((1-\lambda), \lambda)$ et des probabilités objectives.

$$\pi_{IG} = \lambda[(1-p_b)\alpha_b - p_b\beta_b] + (1-\lambda)[(1-p_m)\alpha_m - p_m\beta_m] \quad (2)$$

3.2 Les préférences sur le contrat d'information subjective

Lorsque l'assureur sait comment le manque de fiabilité affecte chaque agent, nous supposons que les contrats offerts ne sont plus des contrats d'information génétique. Chaque agent évalue le contrat (c_o ou c_p) qui lui est offert en fonction de sa probabilité subjective d'avoir la maladie génétique. Ces contrats désormais conçus tiennent compte des révisions des croyances des agents sur leur risque de maladie.

L'espérance d'utilité des bons risques pessimistes s'écrit :

$$EU(c_p, p) = EU(\alpha_p, \beta_p, p) = pu(w-D+\beta_p) + (1-p)u(w-\alpha_p) \quad (3)$$

Le mauvais risque optimiste évalue le contrat qui lui est offert en fonction de sa probabilité subjective q :

$$EU(c_o, q) = EU(\alpha_o, \beta_o, q) = qu(w-D+\beta_o) + (1-q)u(w-\alpha_o) \quad (3')$$

La caractérisation des agents par la compagnie d'assurance est désormais basée sur les probabilités subjectives (p, q) plutôt que sur les probabilités objectives (p_b, p_m) . L'objectif de la compagnie d'assurance est de maximiser son profit global calculé en fonction des probabilités subjectives des agents. Le profit global de la compagnie s'écrit :

$$\pi_{AF} = \lambda[(1-p)\alpha_p - p\beta_p] + (1-\lambda)[(1-q)\alpha_o - q\beta_o] \quad (4)$$

Il nous reste désormais à déterminer les caractéristiques des contrats proposés par la compagnie selon nos différentes hypothèses.

4. Configuration des contrats d'équilibre

Dans cette section, nous nous interrogeons sur la nature des contrats proposés selon les différentes hypothèses considérées. Notre objectif étant dans un premier temps de savoir si la divergence des croyances, entre l'assureur et les assurés, a un impact sur les contrats, mais également de vérifier si l'offre de contrats peut exister. Dans un second temps, nous levons l'hypothèse de divergence des croyances et cherchons à savoir si l'offre de contrats basée sur les probabilités subjectives est meilleure pour l'ensemble des individus.

4.1 La conception des contrats basés sur l'information génétique

En situation d'asymétrie d'information, l'assureur est conscient que les contrats offerts aux différents individus doivent être suffisamment incitatifs pour les encourager à participer

sur le marché d'assurance. De plus, les contrats proposés doivent être révélateurs afin de distinguer les agents sans antécédents qu'il considère *a priori* bon risque et les agents avec antécédents *a priori* mauvais risque selon la compagnie. La contrainte de participation d'un agent pris aléatoirement dans le groupe des individus sans antécédents et celle d'un agent pris dans le groupe d'agents avec antécédents s'écrivent :

$$EU(\alpha_b, \beta_b, p) \geq EU(0,0, p) \quad (5)$$

$$EU(\alpha_m, \beta_m, q) \geq EU(0,0, q) \quad (6)$$

Par ailleurs, chaque agent doit préférer le contrat qui lui est destiné faute de quoi l'assureur ne pourra pas les discerner. Cela signifie qu'un bon risque pessimiste doit préférer le contrat destiné aux agents sans antécédents à celui offert aux agents avec antécédents. De façon symétrique, un mauvais risque optimiste doit préférer le contrat qui lui est *a priori* destiné à celui offert par l'assureur à un bon risque pessimiste. On a :

$$EU(\alpha_b, \beta_b, p) \geq EU(\alpha_m, \beta_m, p) \quad (7)$$

$$EU(\alpha_m, \beta_m, q) \geq EU(\alpha_b, \beta_b, q) \quad (8)$$

Ces deux contraintes sont des contraintes d'autosélection. D'un point de vue rationnel, les bons risques pessimistes n'ont aucun intérêt à se faire passer pour de mauvais risques optimistes, puisqu'ils savent que ce sont eux les moins risqués dans la population. En revanche, les mauvais risques optimistes sont indifférents entre choisir le contrat conçu pour eux et le contrat offert aux bons risques pessimistes.

L'objectif de l'assureur consiste à maximiser son profit global basé sur les probabilités objectives des individus. Les contrats $c_b^* = (\alpha_b^*, \beta_b^*)$ et $c_m^* = (\alpha_m^*, \beta_m^*)$ offerts par la compagnie d'assurance sont solution du programme suivant :

$$\max_{c_b, c_m} \lambda[(1-p_b)\alpha_b - p_b\beta_b] + (1-\lambda)[(1-p_m)\alpha_m - p_m\beta_m] \quad (P.1)$$

$$\text{s.c} \quad EU(\alpha_b, \beta_b, p) \geq EU(0,0, p) \quad (5)$$

$$EU(\alpha_m, \beta_m, q) \geq EU(0,0, q) \quad (6)$$

$$EU(\alpha_b, \beta_b, p) \geq EU(\alpha_m, \beta_m, p) \quad (7)$$

$$EU(\alpha_m, \beta_m, q) \geq EU(\alpha_b, \beta_b, q) \quad (8)$$

(Voir annexe 1)

Lorsque $\varepsilon = 1$, le test est alors totalement fiable. Les contrats proposés par la compagnie d'assurance sont ceux de Stiglitz (1977). Les bons risques pessimistes sont alors de « vrais » bons risques au sens où la probabilité subjective (p) de développer la maladie est exactement identique à la probabilité objective (p_b). Les mauvais risques optimistes sont

aussi de « vrais » mauvais risques puisque le test leur révèle sans erreur leur prédisposition à la maladie. Dans un tel cas de figure, les mauvais risques obtiennent la pleine assurance tandis que les bons risques obtiennent l'assurance partielle. L'équilibre existe que si la proportion d'agents avec des antécédents est supérieure à la proportion des agents sans antécédents.

En revanche, lorsque $\varepsilon = 0$, le test est alors non informatif. En termes de conseil génétique, il est fort possible que le médecin n'incite pas les agents à passer le test qui ne leur apporte aucune nouvelle information sur leur risque. Les individus savent qu'ils ont une chance sur deux d'être bon risque ou mauvais risque. Le contrat offert par l'assureur est un unique contrat. Ce contrat est un contrat de pleine assurance. Il peut résister à l'antisélection car les individus sont dans un voile d'ignorance. Chaque individu a potentiellement une chance d'être bon risque ou mauvais risque. Ce contrat offert est alors choisi par l'ensemble de la population.

Le cas, sans doute, le plus intéressant est lorsque $\varepsilon \in]0,1[$. Les bons risques pessimistes ainsi que les mauvais risques optimistes obtiennent tous un contrat d'assurance partielle. Un tel résultat peut s'expliquer. Les mauvais risques optimistes savent désormais qu'ils ont une chance $\frac{1-\varepsilon}{2}$ d'être bon risque. Ils ne sont pas prêts à payer la prime la plus élevée pour se couvrir totalement comme c'est le cas lorsque $\varepsilon = 1$. En revanche, leur optimisme ne les pousse pas à sortir du marché car leur risque de maladie demeure et reste élevé par rapport aux autres agents. Quant aux bons risques pessimistes, ils augmentent leur taux de couverture par rapport à la situation où le test est parfaitement fiable. Toutefois, ils ne sont pas prêts à se couvrir totalement car bien que pessimistes, leur risque de maladie n'est pas alarmant par rapport aux mauvais risques optimistes ($q > p$). Toutefois, lorsque l'assureur offre des contrats d'information génétique, il peut y avoir un risque d'antisélection car statistiquement certains agents sans antécédents sont mauvais risques⁸ et d'autres bons risques. Mais l'antisélection est minimisée par le manque de fiabilité du test génétique. En effet, nul agent pris aléatoirement parmi les agents sans antécédents ne sait avec certitude s'il est bon risque ou mauvais risque. L'ignorance sur leur vrai type les pousse à rester sur le marché. Autrement dit, la proportion $\frac{1+\varepsilon}{2}$ de bons risques dans le groupe des agents sans antécédents n'est pas, à cause de l'erreur sur le test, chassée par les $\frac{1-\varepsilon}{2}$ mauvais risques. Dans le groupe des agents avec antécédents, ce risque existe aussi mais pour les mêmes raisons que dans le groupe des agents sans

⁸ Statistiquement, il existe $\frac{1-\varepsilon}{2}$ agents qui sont mauvais risques parmi les (λ) agents sans antécédents.

antécédents, il est minimisé puisque nul agent ne sait s'il est bon risque ou mauvais risque à l'issue du test. Les contrats séparateurs existent que si la proportion d'agents avec antécédents est supérieure à celle des agents sans antécédents.

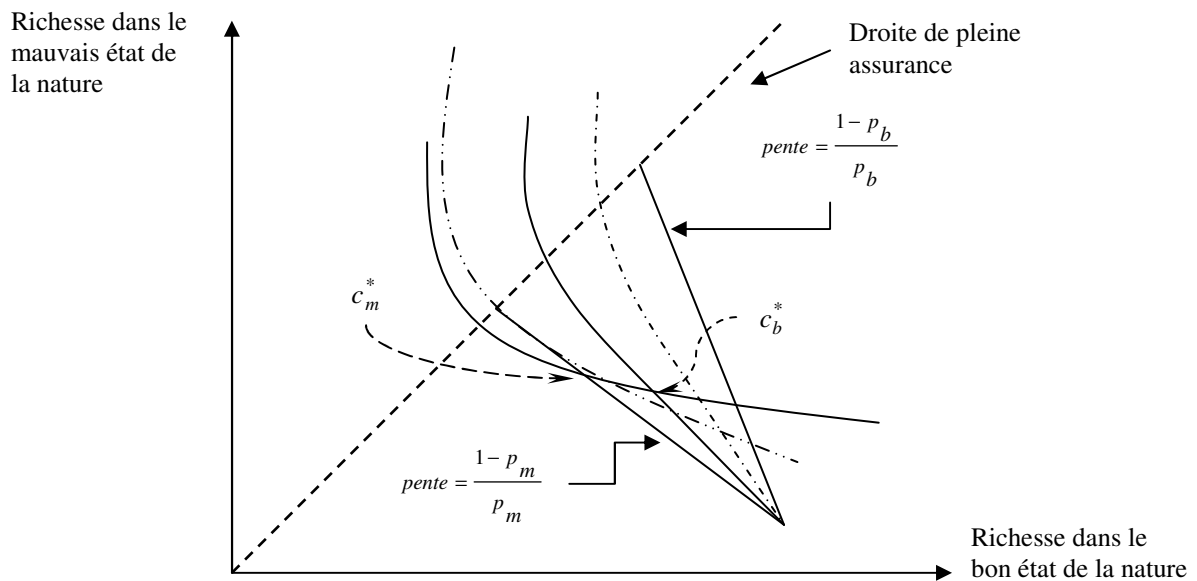


Figure 1 : Les contrats d'équilibre basés sur l'information génétique⁹

Les courbes pleines correspondent aux courbes d'indifférence des mauvais risques optimistes et des bons risques pessimistes pour $\varepsilon \in]0,1[$. En revanche, les courbes en pointillées correspondent aux courbes d'indifférence des agents lorsque le test génétique est fiable à 100%. Sur le graphique, nous remarquons que la courbe d'indifférence du mauvais risque optimiste coupe la droite de profit nul de l'assureur. En d'autres termes, l'assureur fait un profit nul sur les mauvais risques optimistes. En revanche, il fait un profit positif sur le bon risque pessimiste. La proposition suivante résume nos propos.

Proposition

- Lorsque le test génétique n'est pas fiable à 100%, l'équilibre du marché est séparateur.
- L'assureur offre aux différents individus de la population des contrats d'assurance partielle. Le mauvais risque optimiste obtient une couverture plus élevée que le bon risque pessimiste.
- L'assureur fait un profit nul sur le mauvais risque optimiste mais extrait tout le surplus du bon risque pessimiste.

(Voir annexe 1).

⁹ Pour ne pas surcharger le graphique, nous n'avons pas représenté le contrat unique offert lorsque $\varepsilon = 0$.

En somme, la divergence des croyances entre l'assureur et les assurés basée sur les probabilités de développer la maladie génétique n'exclut pas l'offre de contrats. Par ailleurs, le manque de fiabilité du test évite à l'assureur un risque d'antisélection.

4.2 Les contrats d'équilibre basés sur les croyances des assurés

Dans l'hypothèse où la compagnie d'assurance observe parfaitement la répartition de la population faite selon le schéma 2, alors il offre des contrats basés sur les croyances des individus.

Comme dans le cas précédent, les contrats offerts doivent permettre à la compagnie d'assurance de distinguer les bons risques pessimistes et les mauvais risques optimistes. De plus, ces contrats doivent suffisamment être incitatifs pour encourager les agents à participer sur le marché d'assurance. Nous posons :

$$EU(\alpha_p, \beta_p, p) \geq EU(0,0, p) \quad (9)$$

$$EU(\alpha_o, \beta_o, q) \geq EU(0,0, q) \quad (10)$$

Les bons risques pessimistes et les mauvais risques optimistes doivent être incités à choisir le contrat offert par l'assureur plutôt qu'à rester en dehors du marché. Par ailleurs, un mauvais risque optimiste doit choisir le contrat conçu pour lui plutôt que le contrat offert au bon risque pessimiste. Réciproquement, le bon risque pessimiste préfère le contrat qui lui est destiné plutôt que celui affecté au mauvais risque optimiste. Par le mécanisme direct de révélation de l'information, l'assureur pourra discerner les agents qui entrent sur le marché grâce au menu de contrats offerts. Nous posons :

$$EU(\alpha_p, \beta_p, p) \geq EU(\alpha_o, \beta_o, p) \quad (11)$$

$$EU(\alpha_o, \beta_o, q) \geq EU(\alpha_p, \beta_p, q) \quad (12)$$

Lorsque ces deux contraintes sont remplies, l'assureur peut discerner les individus en fonction de leurs probabilités subjectives.

Les contrats c_p^* et c_o^* sont solution du programme suivant :

$$\max_{c_o, c_p} \lambda[(1-p)\alpha_o - p\beta_o] + (1-\lambda)[(1-q)\alpha_p - q\beta_p] \quad (P.2)$$

$$\text{s.c} \quad EU(\alpha_p, \beta_p, p) \geq EU(0,0, p) \quad (9)$$

$$EU(\alpha_o, \beta_o, q) \geq EU(0,0, q) \quad (10)$$

$$EU(\alpha_p, \beta_p, p) \geq EU(\alpha_o, \beta_o, p) \quad (11)$$

$$EU(\alpha_o, \beta_o, q) \geq EU(\alpha_p, \beta_p, q) \quad (12)$$

(Pour les calculs, voir annexe 2)

Cette situation est proche de l'analyse de Stiglitz (1977) à une nuance près. D'une part, la probabilité associée à chaque agent est une probabilité subjective, et d'autre part les contrats tiennent compte du manque de fiabilité du test génétique. L'assureur peut percevoir les bons risques pessimistes comme un groupe d'agents avec un risque de maladie moyen inférieur à celui des mauvais risques optimistes. Nous retrouvons les situations identiques à celles trouvées dans le paragraphe précédent lorsque $\varepsilon = 0$ et $\varepsilon = 1$.

Lorsque $\varepsilon \in]0,1[$, les bons risques pessimistes sont indifférents entre leur contrat et rester en dehors du marché. En revanche, les mauvais risques optimistes sont indifférents entre le contrat qui leur est proposé et celui destiné aux bons risques pessimistes. Cette situation s'explique par le fait que les bons risques pessimistes tempèrent leur pessimisme par la présence d'agents plus risqués. Le contrat offert aux mauvais risques optimistes est un contrat de pleine assurance contrairement à la situation de divergence des croyances. De plus, ce contrat est plus favorable que le contrat offert quand le test est totalement fiable ou comme dans l'article séminal de Stiglitz (1977). En effet, les mauvais risques optimistes reçoivent la pleine assurance sans payer la prime au prix fort. Ils gagnent en termes d'utilité. Quant aux bons risques pessimistes, le contrat qui leur est offert demeure encore une assurance partielle¹⁰. De plus, ce contrat comparé au cas où $\varepsilon = 1$ diffère car les bons risques pessimistes reçoivent plus de couverture (voir graphique 2).

L'analyse graphique montre ces différents résultats.

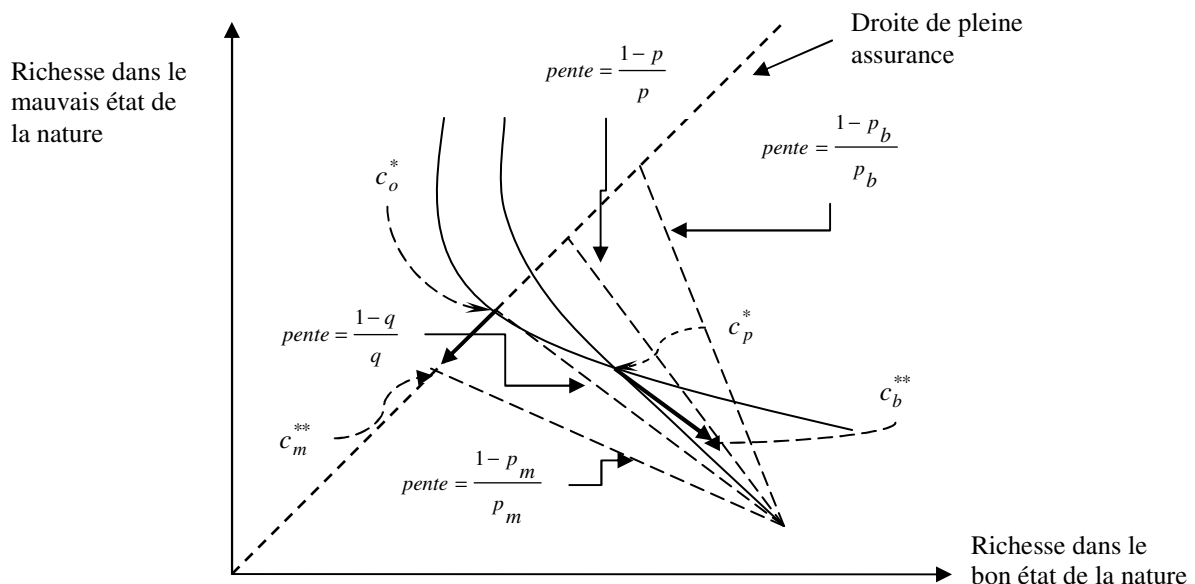


Figure 2 : Les contrats d'équilibre pour $\varepsilon > 0$

¹⁰ L'existence des contrats séparateurs est conditionnée par les proportions d'agents avec antécédents et d'agents sans antécédents.

Sur le graphique, nous avons représenté les contrats de pleine assurance des mauvais risques optimistes (c_o^*) et d'assurance partielle des bons risques pessimistes (c_p^*), ainsi que les différentes droites de profit nul de l'assureur dans le cas où $\varepsilon \in]0,1]$. En outre, nous avons représenté les contrats de Stiglitz (1977) lorsque le test est totalement fiable. c_m^{**} est le contrat destiné aux mauvais risques et c_b^{**} le contrat destiné aux bons risques lorsque $\varepsilon = 1$.

Nous déterminons comment les courbes d'indifférence des agents sans antécédents et des agents avec antécédents ainsi que les droites de profit se déplacent au fur et à mesure que le manque de fiabilité du test varie.

Tout d'abord, nous savons que la pente de la courbe d'indifférence :

<ul style="list-style-type: none"> des bons risques pessimistes s'écrit : $\frac{d\beta_p}{d\alpha_p} = \frac{(1-p)u'(w-\alpha_p)}{pu'(w-D+\beta_p)} = s_p > 0$	<ul style="list-style-type: none"> et des mauvais risques optimistes s'écrit : $\frac{d\beta_o}{d\alpha_o} = \frac{(1-q)u'(w-\alpha_o)}{qu'(w-D+\beta_o)} = s_o > 0$
--	---

(Pour tous les calculs voir annexe 3)

Pour les bons risques pessimistes, nous montrons aisément que plus le test devient fiable, c'est-à-dire ε augmente, et plus la pente de leur courbe d'indifférence augmente. Nous notons aussi que la pente de la droite de profit nul de l'assureur augmente. En effet, on a :

$$\frac{\partial s_p}{\partial \varepsilon} = -\frac{p'u'(w-\alpha_p)}{[pu'(w-D+\beta_p)]^2} > 0 \text{ et } \frac{d}{d\varepsilon}\left[\frac{(1-p)}{p}\right] = -\frac{p'}{p^2} > 0$$

En revanche, pour les mauvais risques optimistes, plus le test est fiable et plus la pente de leur courbe d'indifférence diminue. Cela signifie que leur courbe d'indifférence est celle des mauvais risques lorsque le test est totalement fiable. La pente de la droite de profit de l'assureur diminue aussi lorsque le test devient de plus en plus fiable.

$$\frac{\partial s_o}{\partial \varepsilon} = -\frac{q'u'(w-\alpha_o)}{[qu'(w-D+\beta_o)]^2} < 0 \text{ et } \frac{d}{d\varepsilon}\left[\frac{(1-q)}{q}\right] = -\frac{q'}{q^2} < 0$$

Graphiquement, le contrat d'équilibre des mauvais risques optimistes c_o^* se déplace vers la gauche, le long de la droite de pleine assurance. Cela signifie que les mauvais risques optimistes obtiennent une couverture totale mais leur prime augmente au fur et à mesure que le test devient fiable à 100%. Quant aux bons risques pessimistes, leur courbe d'indifférence se déplace vers la droite. Nous remarquons que leur couverture et leur prime acquittée baisse lorsque l'erreur sur le test est faible. Nous retrouvons pour ainsi dire, lorsque le test est fiable à 100%, les contrats standards des bons risques et des mauvais risques répondant aux propriétés de Stiglitz (1977).

Le manque de fiabilité du test génétique profite plus aux mauvais risques optimistes qu'aux bons risques pessimistes en termes d'utilité. En revanche, le niveau d'utilité des bons risques pessimistes s'améliore au fur et à mesure que le test devient fiable. Ce qui n'est pas le cas pour les mauvais risques optimistes. En effet, leur utilité se détériore car leur probabilité subjective est égale à leur probabilité objective lorsque $\varepsilon=1$. En outre, leur couverture n'augmente pas mais leur prime varie sensiblement.

5. Conclusion

Le manque de fiabilité des tests génétiques est parfois l'une des raisons évoquées par les assureurs pour se priver de l'information génétique sur le marché d'assurance. En France par exemple, Bouliong (2000) rapporte que les assureurs ont décidé, entre autres, de mettre en place un moratoire à cause du manque de fiabilité des tests génétiques. Dans notre analyse, nous avons pu montrer que l'utilisation de l'information génétique (probabilités objectives des agents d'avoir la maladie) n'empêchera pas le marché d'assurance de bien fonctionner en cas d'erreur sur le test génétique.

Ceci peut sembler surprenant mais les individus peuvent tout de même trouver leur intérêt dans l'offre de contrats d'information génétique. En effet, lorsque le manque de fiabilité sur le test rend certains individus optimistes, et en laisse d'autres pessimistes, l'assureur peut offrir un menu de contrats séparateurs à couverture partielle même si les croyances entre l'assureur et les assurés divergent. Les agents avec antécédents sont optimistes parce que l'erreur sur le test leur révèle qu'ils ont une chance d'être bons risques. Ils n'ont dès lors aucun intérêt à payer le prix fort pour se couvrir contre le risque de maladie. Quant aux bons risques pessimistes, le test leur montre qu'ils ont une chance d'être mauvais risques. Ils sont prêts à accroître leur couverture par rapport à la situation où le test est totalement fiable mais pas à un point de se couvrir totalement. Cette situation est principalement due au fait que les individus observent les probabilités subjectives des uns et des autres.

En outre, lorsque l'assureur observe les différentes probabilités subjectives des individus qui entrent sur le marché, il peut améliorer l'offre de contrats destinée aux uns et aux autres. L'assureur peut offrir la pleine assurance aux mauvais risques optimistes. Par une étude graphique, nous avons montré que les mauvais risques optimistes gagnent en termes d'utilité par rapport à la situation où le test est fiable. Ces individus obtiennent une pleine couverture pour une prime moindre. En revanche, les bons risques pessimistes ont une détérioration de leur niveau d'utilité lorsque le test n'est pas fiable. Mais cela peut s'expliquer

par le coût psychologique de savoir qu'ils ont une chance d'être mauvais risque. Ces individus accroissent ainsi leur couverture. On pourrait dire que ces agents qui *ex ante* se prenaient pour de bons risques sont affectés dans leur bien-être par la présence éventuellement du gène défectueux.

Annexes

Annexe 1

Résolution du programme (P.1)

L'assureur n'observe pas les caractéristiques de chaque individu sur le marché. Autrement dit, l'assureur contrairement aux individus ne sait pas comment l'erreur sur le test est distribuée dans la population. Il met en place un mécanisme de révélation de l'information en proposant un menu de contrats.

Les contrats proposés sont solution du programme suivant :

$$\max \lambda[(1-p_b)\alpha_b - p_b\beta_b] + (1-\lambda)[(1-p_m)\alpha_m - p_m\beta_m] \quad (P.1)$$

$$\text{s.c} \quad EU(\alpha_b, \beta_b, p) \geq EU(0,0, p) \quad (5)$$

$$EU(\alpha_m, \beta_m, q) \geq EU(0,0, q) \quad (6)$$

$$EU(\alpha_b, \beta_b, p) \geq EU(\alpha_m, \beta_m, p) \quad (7)$$

$$EU(\alpha_m, \beta_m, q) \geq EU(\alpha_b, \beta_b, q) \quad (8)$$

Soit μ_b et μ_m les multiplicateurs de Lagrange associés aux contraintes de participation des bons risques pessimistes et des mauvais risques optimistes.

Les mauvais risques optimistes ont toujours intérêt à s'assurer vu leur niveau de risque. Quant aux bons risques pessimistes, ils sont indifférent entre s'assurer et rester en dehors du marché. En d'autres termes, on a $\mu_b > 0$, $\mu_m = 0$.

Posons γ_b et γ_m les multiplicateurs de Lagrange associés respectivement aux contraintes d'autosélection (7) et (8). On suppose que $\gamma_b = 0$ et $\gamma_m > 0$. Autrement dit, le mauvais risque optimiste est indifférent entre le contrat qui lui est proposé et celui proposé au bon risque pessimiste. En revanche, le bon risque pessimiste préfère strictement le contrat qui lui est offert à celui offert au mauvais risque optimiste qui par ailleurs ont une probabilité subjective d'avoir la maladie plus élevée. Pour cette raison, il est peu probable que le bon risque pessimiste choisisse le contrat des mauvais risques optimiste pour être cohérent avec la contrainte de rationalité.

Pour le bon risque pessimiste

$$\begin{cases} \lambda = \frac{\mu_b p - \gamma_m q}{p_b} u'(w - D + \beta_b) \\ \lambda = \frac{\mu_b (1-p) - \gamma_m (1-q)}{1-p_b} u'(w - \alpha_b) \end{cases}$$

L'égalité entre les deux équations permet de vérifier si l'assureur offre une assurance partielle ou une pleine assurance. L'assureur offre une couverture partielle aux bons risque pessimistes que si $\frac{u'(w - D + \beta_b)}{u'(w - \alpha_b)} > 1$. Cela

revient à vérifier si : $\frac{\mu_b (1-p) - \gamma_m (1-q)}{1-p_b} > \frac{\mu_b p - \gamma_m q}{p_b}$

L'assureur offre un contrat d'assurance partielle aux bons risques pessimistes à condition que :

$$\gamma_m (q - p_b) - \mu_b (p - p_b) > 0.$$

Pour le mauvais risque optimiste

$$\begin{cases} 1 - \lambda = \frac{\gamma_m q}{p_m} u'(w - D + \beta_m) \\ 1 - \lambda = \frac{\gamma_m (1-q)}{1-p_m} u'(w - \alpha_m) \end{cases}$$

On peut à nouveau vérifier si l'assureur offre un contrat d'assurance partielle. On peut aisément voir que :

$$\frac{u'(w-D+\beta_m)}{u'(w-\alpha_m)} > 1.$$

En effet, cette relation est vérifiée que si $\frac{1-q}{1-p_m} > \frac{q}{p_m}$.

Cette relation est vérifiée puisque $p_m > q$.

À l'optimum, l'assureur offre donc un contrat d'assurance partielle à l'ensemble des agents qui entrent sur le marché d'assurance.

Annexe 2

L'assureur observe la probabilité associée au bon risque pessimiste ainsi que celle associée au mauvais risque optimiste. Toutefois, l'assureur ne peut discerner si ce n'est par le choix de leur contrat les bons risques pessimistes et les mauvais risques optimistes. Les contrats offerts sont solution du programme suivant :

$$\max_{c_o, c_p} \lambda[(1-p)\alpha_o - p\beta_o] + (1-\lambda)[(1-q)\alpha_p - q\beta_p] \quad (\text{P.2})$$

$$\text{s.c} \quad EU(\alpha_p, \beta_p, p) \geq EU(0,0, p) \quad (9)$$

$$EU(\alpha_o, \beta_o, q) \geq EU(0,0, q) \quad (10)$$

$$EU(\alpha_p, \beta_p, p) \geq EU(\alpha_o, \beta_o, p) \quad (11)$$

$$EU(\alpha_o, \beta_o, q) \geq EU(\alpha_p, \beta_p, q) \quad (12)$$

Soit μ_p et μ_o les multiplicateurs de Lagrange associés aux contraintes de participation des bons risques pessimistes et des mauvais risques optimistes¹¹. On pose γ_p et γ_o les multiplicateurs de Lagrange associés respectivement aux contraintes d'autosélection (11) et (12).

Comme dans l'annexe 1, seule la contrainte de participation des bons risques pessimistes est saturée. De même, seule la contrainte (12) est serrée. On a donc : $\mu_p > 0$, $\mu_o = 0$ et $\gamma_p = 0, \gamma_o > 0$.

Pour le bon risque pessimiste

$$\begin{cases} \lambda = \frac{\mu_p p - \gamma_o q}{p} u'(w-D+\beta_p) \\ \lambda = \frac{\mu_p (1-p) - \gamma_o (1-q)}{1-p} u'(w-\alpha_p) \end{cases}$$

On peut facilement vérifier que $\frac{u'(w-D+\beta_p)}{u'(w-\alpha_p)} > 1$. En effet, cette relation est vérifiée que si :

$$\frac{\mu_p (1-p) - \gamma_o (1-q)}{1-p} > \frac{\mu_p p - \gamma_o q}{p}. \text{ Ce qui est vrai puisque } p < q. \text{ En d'autres termes, l'assureur offre une}$$

couverture partielle au bon risque pessimiste.

Pour le mauvais risque optimiste

$$\begin{cases} (1-\lambda) = \gamma_o u'(w-D+\beta_o) \\ (1-\lambda) = \gamma_o u'(w-\alpha_o) \end{cases}$$

¹¹ Pour des raisons de lisibilité, nous n'employons pas les mêmes notations par rapport à l'annexe 1 pour évoquer les multiplicateurs de Lagrange associés aux contraintes de participation des bons risques pessimistes et des mauvais risques optimistes.

On obtient facilement $u'(w-D+\beta_o) = u'(w-\alpha_o)$. Ce qui prouve que le mauvais risque optimiste reçoit une pleine couverture.

Annexe 3 : Déplacement des courbes d'indifférence et des droites de profit en fonction de l'erreur sur le test

La pente de la courbe d'indifférence des agents s'obtient en faisant la différentielle totale de leur espérance d'utilité. Rappelons que cette pente est aussi fonction de l'erreur sur le test qui affecte les probabilités subjectives de chaque agent.

$$EU(\alpha_p, \beta_p, p) = pu(w-D+\beta_p) + (1-p)u(w-\alpha_p)$$

$$dEU(.) = \frac{\partial EU}{\partial \beta_p} d\beta_p + \frac{\partial EU}{\partial \alpha_p} d\alpha_p = 0 \text{ d'où } \frac{d\beta_p}{d\alpha_p} = -\frac{\partial EU/\partial \alpha_p}{\partial EU/\partial \beta_p} = \frac{(1-p)u'(w-\alpha_p)}{pu'(w-D+\beta_p)} = s_p > 0.$$

Afin de vérifier comment la pente de la courbe d'indifférence du bon risque pessimiste évolue, on cherche la variation de la pente par rapport à ε . Seule la probabilité subjective p est fonction de ε . On obtient pour une prime et indemnité donnée :

$$\frac{\partial s_p}{\partial \varepsilon} = -p' \otimes \frac{u'(w-\alpha_p)}{[pu'(w-D+\beta_p)]^2}. \text{ La variation de la pente de la courbe d'indifférence du bon risque pessimiste}$$

dépend de la variation de la probabilité subjective p en fonction de ε .

$$\text{On a : } -p' = \left[\frac{1+\varepsilon}{2} p_b + \frac{1-\varepsilon}{2} p_m \right]' = \frac{1}{2} [p_m - p_b] > 0 \text{ puisque } p_m > p_b.$$

$$\text{Par conséquent, on a : } \frac{\partial s_p}{\partial \varepsilon} = -p' \otimes \frac{u'(w-\alpha_p)}{[pu'(w-D+\beta_p)]^2} > 0.$$

Au fur et à mesure que le test devient fiable, la pente de la courbe d'indifférence du bon risque pessimiste augmente. Cela se traduit évidemment par un déplacement de la courbe vers la droite.

En faisant le même raisonnement mais pour le mauvais risque optimiste, on a :

$$\frac{\partial s_o}{\partial \varepsilon} = -q' \otimes \frac{u'(w-\alpha_o)}{[qu'(w-D+\beta_o)]^2} < 0. \text{ La courbe d'indifférence du mauvais risque optimiste se déplace vers la}$$

gauche au fur et à mesure que le test devient fiable.

Les pentes des droites de profit nul de l'assureur

$$\frac{d}{d\varepsilon} \left[\frac{1-p}{p} \right] = -\frac{p'}{p^2} > 0 \text{ puisque } p_m > p_b. \text{ La pente de la droite de profit de l'assureur sur les bons risques}$$

pessimistes augmente au fur et à mesure que le test devient fiable. En revanche, la pente de la droite de profit de l'assureur sur les mauvais risques optimistes diminue lorsque le test devient fiable. On sait que quel que soit la fiabilité du test, les mauvais risques optimistes obtiennent toujours la pleine assurance. Le déplacement simultané la droite de profit et de leur courbe d'indifférence se traduit uniquement par un réajustement de leur prime.

Bibliographie

- Bonn D. (2000), Genetic testing and insurance: fears unfounded, *The Lancet*, 355: 1526.
- Bouliong E. (2000), *Tests génétiques et assurances : analyse du débat social entourant cette pratique et son futur développement*, Paris: Inserm.
- Bosch N., Junyent N., Gadea N., Brunet J., Ramon Y Cajal T., Torres A., Grana B., Velasco A., Darder E., Mensa I., Balmana J., (2012), What factors may influence psychological well being at three months and one year post BRCA genetic result disclosure?, *The Breast*, 1-6.
- Butler J. M. (2012), Legal Aspects of DNA Testing and the Scientific Expert in Court, *Advanced Topics in Forensic DNA Typing*, 515-547
- Caplin A., Leahy J. (2001), Psychological expected utility theory and anticipatory feelings, *Quarterly Journal of Economics*, 55: 55-79.
- Chassagnon A., Villeneuve B. (2005), Efficient Risk Sharing under Adverse Selection and Subjective Risk Perception, *Canadian Journal of Economics*, 38: 955-978.
- Fall M. (2004), Le marché d'assurance est-il si menacé par les Tests Génétiques ?, *Risques*, 59: 147-153.
- Jaffray J.Y. (1989), Généralisation du critère de l'utilité espérée aux choix dans l'incertain régulier, *Recherche Opérationnelle*, 23: 237-267.
- Jeleva M., Villeneuve B. (2004), Insurance contracts with imprecise probabilities and adverse selection, *Economic Theory*, 23: 777-794.
- Kahneman D., Tversky A. (1979), Prospect Theory: an analysis of decision under risk, *Econometrica*, 47: 263-292.
- Kamoun P. (2006), *Les maladies génétiques de l'hémophilie au cancer*, Paris: Editions Josette Lyon.
- Koehler J. J. (1993), Error and exaggeration in the presentation of DNA evidence, *Jurimetrics*, 34: 21-39.
- Penacino G., Sala A., Corach D. (2003), Are DNA tests infallible?, *International Congress Series*, 1239: 873-877.
- Pyrek K. M. (2007), Convicting the guilty, exonerating the innocent, *Forensic Science Under Siege*, 291-340.
- Quiggin J. (1982), A theory of anticipated utility, *Journal of Economic Behavior and Organization*, 3: 324-343.
- Savage L. (1954), *The foundation of statistics*, NewYork: Wiley.
- Sandomir A., Butler J. M. (2011), DNA: Investigative Applications, *Rape Investigation Handbook (Second Edition)*, 345-378.
- Schmeidler D. (1989), Subjective probability and expected utility without additivity, *Econometrica*, 57: 571-587.

- Spiegel T. N., Esplen M. J., Hill K. A., Wong J., Causer P. A., Warner E. (2011), Psychological impact of recall on women with BRCA mutations undergoing MRI surveillance, *The Breast*, 20: 424-430.
- Stiglitz J. E. (1977), Monopoly, nonlinear pricing and imperfect information: the insurance market, *Review of Economic Studies*, 44: 407-430.
- Strohmenger R., Wambach A. (2000), Adverse selection and categorical discrimination in the health insurance markets: the effects of genetic tests, *Journal of Health Economics*, 19: 197-218.
- Tops C. M. J., Wijnen J. T., Hes F. J., (2009), Introduction to molecular and clinical genetics of colorectal cancer syndromes, *Best Practice & Research Clinical Gastroenterology*, 23: 127-146.
- Yaari M. (1987), The dual theory of choice under risk, *Econometrica*, 55: 95-105.