2.8 Annexe

Annexe 1

Le niveau optimal de soins préventifs primaires est tel que :

$$e^* = \arg\max_e \; p(e,\alpha_1)\, U[\, W_0 - P - (1-t_1)\,\lambda e - (1-t_2)\,\theta\, y^*,\; H_2 + m(y^*,\beta)\,]$$

$$+ \left[1 - p(e,\alpha_1)\right]\; U\left(W_0 - P - (1-t_1)\,\lambda e,\, H_0\right) \qquad (1.3)$$

Pour simplifier la notation, on dénotera par W l'argument de U associé à l'état de maladie et par V celui associé à l'état de bonne santé.

Avec : $W = (W_0 - P - (1-t_1)\,\lambda e - (1-t_2)\,\theta\, y,\; H_2 + m(y,\beta))$

$V = (W_0 - P - (1-t_1)\,\lambda e\,,\, H_0)$

Ainsi la condition de premier ordre du programme (1.3) s'écrit :

$$E_e = p_e\,[\,U(W) - U(V)\,] + p(e,\alpha)\;(1-t_1)\,\lambda\,[\,U_1(V) - U_1(W)\,] - (1-t_1)\,\lambda U_1(V)$$

$$+ p(e,\alpha)\,[\,-(1-t_2)\,\theta\, U_1(W) + m_y U_2(W)]\;(dy^*/de) = 0$$

Or d'après la condition de premier ordre du programme (1.1) on a :

$-(1-t_2)\,\theta\; U_1(W) + m_y\, U_2(W) = 0$. Donc d'après le théorème de l'enveloppe, la condition de premier ordre du programme (1.3) s'écrit :

$$E_e = p_e\,[U(W) - U(V)] + p(e,\alpha)\;(1-t_1)\,\lambda\,[U_1(V) - U_1(W)] - (1-t_1)\,\lambda\, U_1(V) = 0 \qquad (1.4)$$

Le calcul des dérivées secondes directes et croisées fournit les résultats suivants :

● $E_{yy} = (1-t_2)^2\; \theta^2\, U_{11}(W) + m_{yy}\, U_2(W) + (m_y)^2\, U_{22}(W) - 2\,(1-t_2)\,\theta\, m_y\, U_{12}(W)$.

Si $U_{12}(W) \geq 0$ alors $E_{yy} < 0$.

● $E_{ee} = p_{ee}\,[\,U(W) - U(V)\,] + U_{11}(V)\,(1-t_1)^2\,\lambda^2\;(1-p) + p\, U_{11}(W)\,(1-t_1)^2\,\lambda^2$

$+ 2\, p_e\,(1-t_1)\,\lambda\;[\,U(W) - U(V)\,]$.

Or $[\, p_{ee}\,[\,U(W) - U(V)] + U_{11}(V)\,(1-t_1)^2\,\lambda^2\;(1-p) + p\, U_{11}(W)\,(1-t_1)^2\,\lambda^2\,] > 0$ et $2\, p_e\,(1-t_1)\,\lambda\;[\,U(W) - U(V)\,] < 0$ donc le signe de E_{ee} est ambigu . Cependant il est bien connu dans la littérature sur les choix risqués que la condition du second ordre n'est pas naturellement satisfaite pour les choix préventifs. Ainsi, on va supposer que $E_{ee} < 0$.

● $E_{ye} = (1-t_1)\,\lambda\,[\theta\,(1-t_2)\;U_{11}(W) - m_y\, U_{21}(W)]$

Si $U_{21}(W) \geq 0$ alors $E_{ye} < 0$.

● $E_{ey} = p_e$ [- (1- t_2) θ U_1(W) + m_y U_2(W)]

+ $p(e, \alpha_1)$ (1- t_1) λ [(1- t_2) θ U_{11}(W) - m_y U_{12}(W)]

Or E_y = [- (1- t_2) θ U_1(W) + m_y U_2(W)] = 0 donc si U_{12}(W) $\geq$ 0 alors $E_{ey} < 0$.

● Dés lors, les conditions de second ordre pour un maximum sont satisfaites puisqu'on a :
$E_{yy} < 0$, $E_{ee} < 0$ et $E_{yy}\, E_{ee} - E_{ey}\, E_{ye} > 0$.

Annexe 2

sgn ($\mathrm{d}e^* / \mathrm{d}y$) = *sgn* [p_e [- (1- t_2) θ U_1(W) + m_y U_2(W)]

+ $p(e, \alpha_1)$ (1- t_1) λ [(1- t_2) θ U_{11}(W) - m_y U_{12}(W)]] (1.5)

Or E_y = [- (1- t_2) θ U_1(W) + m_y U_2(W)] donc l'équation (1.5) se réécrit :

sgn ($\mathrm{d}e^* / \mathrm{d}y$) = *sgn* [p_e E_y + $p(e, \alpha_1)$ (1- t_1) λ [- (1- t_2) θ U_1(W) + m_y U_2(W)]]
(1.6)

L'équation (1.6) nous indique que le choix optimal de e dépend, d'une part, de la valeur retenue pour y et, d'autre part, du signe de U_{12}(W). Si la valeur choisit de y correspond à celle qui optimale alors E_y = 0 et puisque U_{12}(W) $\geq$ 0 alors ($\mathrm{d}e^* / \mathrm{d}y$) < 0. De même, si la valeur choisit de y est maximale alors E_y > 0 et puisque U_{12}(W) $\geq$ 0 alors ($\mathrm{d}e^* / \mathrm{d}y$) < 0.

Annexe 3

En différentiant totalement les deux conditions de premier ordre (E_y et E_e) par rapport à la variable exogène de notre choix, nous obtenons :

$$\begin{pmatrix} V_{ee} V_{ey} \\ V_{ye} V_{yy} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} de^* \\ dy^* \end{pmatrix} = -\begin{pmatrix} V_{e\ell} \\ V_{y\ell} \end{pmatrix} d\ell$$

avec $\ell = w_0$, H_2, H_0, λ, θ, α_1 et β

En appliquant la règle de Cramer, nous avons :

$$\frac{de^*}{d\ell} = \frac{\begin{vmatrix} -V_{e\ell} V_{ey} \\ -V_{y\ell} V_{yy} \end{vmatrix}}{X} \quad \text{et} \quad \frac{dy^*}{d\ell} = \frac{\begin{vmatrix} V_{ee} - V_{e\ell} \\ V_{ye} - V_{y\ell} \end{vmatrix}}{X}$$

où $X = V_{ee}V_{yy} - V_{ye}V_{ey} > 0$, en vertu des conditions de second ordre pour un maximum.

On en déduit que :

$$sgn\,(\mathrm{d}e^* \,/\, \mathrm{d}\ell) = sgn\,[- E_{e\ell}\, E_{yy} + E_{ey}\, E_{y\ell}]$$

$$sgn\,(\mathrm{d}y^* \,/\, \mathrm{d}\ell) = sgn\,[- E_{y\ell}\, E_{ee} + E_{ye}\, E_{e\ell}]$$

Ainsi

$$sgn\,(\mathrm{d}e^* \,/\, \mathrm{d}\alpha_1) = sgn\,[- E_{e\alpha_1}\, E_{yy} + E_{ey}\, E_{y\alpha_1}]$$

$$sgn\,(\mathrm{d}y^* \,/\, \mathrm{d}\alpha_1) = sgn\,[- E_{y\alpha_1}\, E_{ee} + E_{ye}\, E_{e\alpha_1}]$$

$$E_{e\alpha_1} = p_{e\alpha_1}\,[\,U(W) - U(V)] + p_{\alpha_1}\,(1 - t_1)\,[\,U_1(W) - U_1(V)] > 0.$$

$$E_{y\alpha_1} = 0$$

$$\text{Si } U_{12}(W) \geq 0 \text{ alors } E_{yy} < 0 \text{ et } E_{ey} < 0$$

$$\text{Donc } sgn\,(\mathrm{d}e^* \,/\, \mathrm{d}\alpha_1) > 0 \text{ et } sgn\,(\mathrm{d}y^* \,/\, \mathrm{d}\alpha_1) < 0.$$

Annexe 4

Courbage et Rey (2006) considèrent deux individus (a et b) adversaires pour le risque de santé. Cependant, le coût psychologique lié à la perte d'utilité du à l'occurrence de la maladie pour un niveau de richesse donné est plus élevé pour l'individu a que celui de l'individu b. Formellement, $U^b(W, H_0)$ = h($U^b(W, H_0)$) où h(.) = Id(.) si $H = H_0$ et h(.) = k(.) > Id(.) si $H = H_1$. Autrement dit :

$U^a(W, H_0) = U^b(W, H_0)$ et $U^a(W, H_1) < U^b(W, H_1)$ où H_0 est le stock de santé initial et H_1 est le stock de santé après la maladie.

Il est clair que la fonction d'utilité $U(W,\ H) = \zeta(W)\,v(H)$que nous avons utilisé n'est qu'un cas particulier de celle utilisée par Courbage et Rey (2006). Nous reprenons la démarche de l'analyse de Courbage et Rey (2006) mais en utilisant une fonction d'utilité bi-varié séparable : $U(W,\ H) = \zeta(W)\,v(H)$.

$U(W,\ H)$ vérifie les hypothèses usuelles suivantes : $\zeta'(W) > 0$, $\zeta''(W) < 0$, $v'(H) > 0$ et $v''(H) > 0$.

Nous considérons deux individus a et b adversaires pour le risque de santé. Cependant, le coût psychologique lié à la perte d'utilité du à l'occurrence de la maladie pour un niveau de richesse donné est plus élevé pour l'individu a que celui de l'individu b.

Formellement, $\zeta^{b}(W)\, v^{b}(H)$ = h($\zeta^{a}(W)\, v^{a}(H)$) où h(.) = Id(.) si $H = H_0$ et h(.) = k(.) > Id(.) si $H = H_1$. Autrement dit :

$\zeta^{a}(W)\, v^{a}(H_0) = \zeta^{b}(W)\, v^{b}(H_0)$ et $\zeta^{a}(W)\, v^{a}(H_1) < \zeta^{b}(W)\, v^{b}(H_1)$ où H_0 est le stock de santé initial et H_1 est le stock de santé après la maladie.

Le niveau optimal de soins préventifs primaires est tel que :

$$e^{*} = \arg\max_{e}\ p(e)\ \zeta(W_0 - \lambda e - \theta y)\, v(H_1) + [1- p(e)]\ \zeta(W_0 - \lambda e)\, v(H_0)$$

Afin de simplifier les calculs, nous considérons les soins curatifs comme une variable exogène.

Ainsi la condition de premier ordre du programme s'écrit :

$$E^{i}_{e^{i*}} = p'(e^{i*})[\zeta^{i}(W_0 - \lambda e^{i*} - \theta y)\, v^{i}(H_1) - \zeta^{i}(W_0 - \lambda e^{i*})\, v^{i}(H_0)]$$

$$-\lambda\,[\,p(e^{i*})\ \zeta^{i\,\prime}(W_0 - \lambda e^{i*} - \theta y)\, v^{i}(H_1) + [1- p(e^{i*})]\ \zeta^{i\,\prime}(W_0 - \lambda e^{i*})\, v^{i}(H_0)] = 0$$

L'effort préventif optimal est tel que le bénéfice marginal du recours à la prévention primaire est égal au coût marginal de ce recours.

$$E^{i}_{e^{i*}} = B^{i}_{m}(e^{i*}) - C^{i}_{m}(e^{i*}) = 0$$

$$B^{i}_{m}(e^{i*}) = p'(e^{i*})[\zeta^{i}(W_0 - \lambda e^{i*} - \theta y)\, v^{i}(H_1) - \zeta^{i}(W_0 - \lambda e^{i*})\, v^{i}(H_0)]$$

$$C^{i}_{m}(e^{i*}) = \lambda\,[\,p(e^{i*})\ \zeta^{i\,\prime}(W_0 - \lambda e^{i*} - \theta y)\, v^{i}(H_1) + [1- p(e^{i*})]\ \zeta^{i\,\prime}(W_0 - \lambda e^{i*})\, v^{i}(H_0)]$$

L'objectif principal de ce travail est de répondre aux questions suivantes :

Quelle est la relation entre le coût psychologique de la maladie et l'aversion pour le risque de santé ?

Quel est l'impact du coût psychologique sur la prévention primaire ?

Quel est l'impact de l'aversion pour le risque de santé sur la prévention primaire ?

Quel est l'effet de la prudence pour le risque de santé sur la prévention primaire ?

Afin de répondre à ces questions, nous devons comparer l'effort préventif optimal de l'individu a à celui de l'individu b (e^{a*} et e^{b*}). On doit donc évaluer la condition de premier ordre du programme de maximisation de l'individu a en remplaçant e^{a*} par e^{b*}, c'est-à-dire, on doit déterminer le signe de $E^{a}_{e^{b*}} = B^{a}_{m}(e^{b*}) - C^{a}_{m}(e^{b*})$.

$$\text{Si } E^{a}_{e^{b*}} \begin{cases} > 0 \\ < 0 \end{cases} \quad \text{alors} \quad \begin{cases} e^{a*} > e^{b*} \\ e^{a*} < e^{b*} \end{cases}$$

$$E^a{}_{e^{b*}} = p\,'(e^{b*})[\zeta^a(W_0 - \lambda e^{b*} - \theta y)\, v^a(H_1) - \zeta^a(W_0 - \lambda e^{b*})\, v^a(H_0)]$$

$$-\lambda\,[\,p\,(e^{b*})\ \zeta^{a\,\prime}(W_0 - \lambda e^{b*} - \theta y)\, v^a(H_1) + [1-\ p\,(e^{b*})]\ \zeta^{a\,\prime}(W_0 - \lambda e^{b*})\, v^a(H_0)]$$

$$B^a{}_m(e^{b*}) = p\,'(e^{b*})[\zeta^a(W_0 - \lambda e^{b*} - \theta y)\, v^a(H_1) - \zeta^a(W_0 - \lambda e^{b*})\, v^a(H_0)]$$

$$C^a{}_m(e^{b*}) = \lambda\,[\,p\,(e^{b*})\,\zeta^{a\,\prime}(W_0 - \lambda e^{b*} - \theta y)\, v^a(H_1) + [1-\ p\,(e^{b*})]\ \zeta^{a\,\prime}(W_0 - \lambda e^{b*})\, v^a(H_0)]$$

La relation entre le coût psychologique de la maladie et l'aversion pour le risque de santé.

Nous commençons par répondre à la première question.

Soit π^i la prime de risque de l'individu i tel que :

$$p\ \ \zeta^i(W - \theta y)\, v^i(H_1) + [1-p\,]\ \zeta^i(W\,)\, v^i(H_0) = \zeta^i(W - \pi^i)\, v^i(H_0)$$

$$\zeta^a(W - \pi^a)\, v^a(H_0) - \zeta^b(W - \pi^b)\, v^b(H_0) = p\ \zeta^a(W - \theta y)\, v^a(H_1) + [1-p\,]\ \zeta^a(W\,)\, v^a(H_0)$$

$$-\ p\ \ \zeta^b(W - \theta y)\, v^b(H_1) - [1-p\,]\ \zeta^b(W\,)\, v^b(H_0).$$

Or $\zeta^a(W)\, v^a(H_0) = \zeta^b(W)\, v^b(H_0)$ donc

$$\zeta^a(W - \pi^a)\, v^a(H_0) - \zeta^b(W - \pi^b)\, v^b(H_0) = p\,[\,\zeta^a(W - \theta y)\, v^a(H_1) - \zeta^b(W - \theta y)\, v^b(H_1)]$$

Or $\zeta^a(W)\, v^a(H_1) < \zeta^b(W)\, v^b(H_1)$ donc $\zeta^a(W - \pi^a)\, v^a(H_0) < \zeta^b(W - \pi^b)\, v^b(H_0)$

Or $\zeta^b(W)\, v^b(H) = \mathrm{h}(\zeta^a(W)\, v^a(H))$ donc $\zeta^a(W - \pi^a)\, v^a(H_0) < \mathrm{h}(\zeta^a(W - \pi^b)\, v^a(H_0))$

Or h(.) = Id(.) si $H = H_0$ donc $\zeta^a(W - \pi^a)\, v^a(H_0) < \zeta^a(W - \pi^b)\, v^a(H_0)$

Or $\zeta' > 0$ donc $\pi^a > \pi^b$

On en déduit que plus le coût psychologique est élevé plus l'aversion pour le risque de santé est élevé.

La relation entre l'aversion pour le risque de santé et la prévention primaire.

Nous avons montré que l'individu a est plus averse pour le risque de santé que l'individu b. Cependant, l'aversion pour le risque n'est pas suffisante pour déterminer le signe de $E^a{}_{e^{b*}} = B^a{}_m(e^{b*}) - C^a{}_m(e^{b*})$. On en déduit que l'aversion pour le risque de santé exerce un effet ambigu sur la prévention primaire.

La relation entre la prudence pour le risque de santé et la prévention primaire.

Courbage et Rey (2006) utilisent le concept de prudence dans l'analyse. Ils introduisent, dans leur modélisation, la prime de prudence *bivariée* définie par Bleichrodt, Crainich et Eeckhoudt (2003). Ainsi, nous appliquons la même démarche dans notre fonction d'utilité.

$$p\ \zeta^{i'}(W-\theta y)\,v^i(H_1)+[1-p]\ \zeta^{i'}(W\ )\,v^i(H_0)=\zeta^{i'}(W-\psi^i)\,v^i(H_0)$$

Où ψ^i représente la prime de prudence définie par Bleichrodt, Crainich et Eeckhoudt (2003) comme le montant que l'individu est prêt à payer à l'état de santé favorable afin de maintenir constante l'utilité marginale espérée.

Nous pouvons relier la prime de prudence au coût marginal de la prévention primaire.

$$C^i{}_m(e)=\lambda\,[\,p\ \zeta^{i'}(W_0-\lambda e-\theta y)\,v^i(H_1)+[1-\ p\,]\ \zeta^{i'}(W_0-\lambda e)\,v^i(H_0)\,]$$

$$C^i{}_m(e)=\lambda\ \zeta^{i'}(W_0-\lambda e-\psi^i)\,v^i(H_0)$$

$(\mathrm{d}C^i{}_m(e)\ /\ \mathrm{d}\psi^i)=-\ \lambda\ \zeta^{i''}(W_0-\lambda e-\psi^i)\,v^i(H_0)>0$ car $\zeta^{i''}<0$.

On en déduit que plus la prudence est élevée plus le coût marginal de la prévention primaire est élevé.

Si l'individu a est moins prudent que l'individu b alors le coût marginal de l'effort préventif primaire de a est inférieur à celui de l'individu b.

Formellement : si $\psi^a<\psi^b$ alors $C^a{}_m(e)<C^b{}_m(e)$.

La relation entre le coût phycologique de la maladie et la prévention primaire.

$$B^i{}_m(e)=p\,'(e\ )[\,\zeta^i(W_0-\lambda e-\theta y)\,v^i(H_1)\text{-}\,\zeta^i(W_0-\lambda e\ )\,v^i(H_0)\,]$$

$$\begin{aligned}B^a{}_m(e)\text{-}B^b{}_m(e)=&\ p\,'(e\ )[\,\zeta^a(W_0-\lambda e-\theta y)\,v^a(H_1)\text{-}\,\zeta^a(W_0-\lambda e\ )\,v^a(H_0)\,]\\&-p\,'(e\ )[\,\zeta^b(W_0-\lambda e-\theta y)\,v^b(H_1)\text{-}\,\zeta^b(W_0-\lambda e\ )\,v^b(H_0)\,]\\=&\ p\,'(e\ )[\,\zeta^a(W_0-\lambda e-\theta y)\,v^a(H_1)\text{-}\,\zeta^b(W_0-\lambda e-\theta y)\,v^b(H_1)\,]\\&-p\,'(e\ )[\,\zeta^a(W_0-\lambda e\ )\,v^a(H_0)\text{-}\,\zeta^b(W_0-\lambda e\ )\,v^b(H_0)\,]\end{aligned}$$

$\zeta^a(W)\,v^a(H_0)=\zeta^b(W)\,v^b(H_0)$ et $\zeta^a(W)\,v^a(H_1)<\zeta^b(W)\,v^b(H_1)$ où H_0 est le stock de santé initial et H_1 est le stock de santé après la maladie.

On en déduit que $B^a{}_m(e)\text{-}B^b{}_m(e)>0\Rightarrow B^a{}_m(e)>B^b{}_m(e)$

Ainsi, le coût psychologique de la maladie affecte à la hausse le bénéfice marginal de la prévention primaire.

Nous avons donc deux inéquations importantes aptes à déterminer le signe de

$E^a{}_{e^{b*}}=B^a{}_m(e^{b*})\text{-}\ C^a{}_m(e^{b*})$ à savoir :

$C^a{}_m(e)<C^b{}_m(e)$.

$B^a{}_m(e)>B^b{}_m(e)$.

$B^a{}_m\left(e^b\right) > B^b{}_m\left(e^b\right) \Rightarrow B^a{}_m\left(e^b\right) - C^a{}_m\left(e^b\right) > B^b{}_m\left(e^b\right) - C^a{}_m\left(e^b\right)$

On a $C^a{}_m\left(e^b\right) < C^b{}_m\left(e^b\right)$ donc $B^b{}_m\left(e^b\right) - C^a{}_m\left(e^b\right) > B^b{}_m\left(e^b\right) - C^b{}_m\left(e^b\right)$

Or $B^b{}_m\left(e^b\right) - C^b{}_m\left(e^b\right) = 0$ donc $B^b{}_m\left(e^b\right) - C^a{}_m\left(e^b\right) > 0$.

On en déduit que $B^a{}_m\left(e^b\right) - C^a{}_m\left(e^b\right) > 0 \Rightarrow B^a{}_m\left(e^b\right) > C^a{}_m\left(e^b\right) \Rightarrow e^{a*} > e^{b*}$.

L'agent le plus averse pour le risque de santé effectue plus prévention primaire si il est moins prudent. Au contraire, Un agent plus adversaire vis-à-vis du risque de santé peut effectuer moins d'effort préventif primaire si il est plus prudent pour le risque de santé.

Annexe 5

Le niveau optimal de soins préventifs secondaires est tel que :

$$z^* = \arg \max_z \; p\, U\left[W_0 - P - (1-t_1)\,\sigma\, z - (1-t_2)\theta\, y^*,\, H_2 + m(y^*,\beta) + h(z,\alpha_2)\right]$$

$$+ \left[1 - p\right] \; U\left(W_0 - P - (1-t_1)\,\sigma\, z,\, H_0\right) \qquad (1.5)$$

Pour simplifier la notation, on dénotera par W l'argument de U associé à l'état de maladie et par V celui associé à l'état de bonne santé.

Avec : $W = (W_0 - P - (1-t_1)\,\sigma\, z - (1-t_2)\,\theta\, y,\; H_2 + m(y,\beta) + h(z,\alpha_2))$

$V = (W_0 - P - (1-t_1)\,\sigma\, z,\, H_0)$

Ainsi la condition de premier ordre du programme(1.5) s'écrit :

$E_z = p\,(1-t_1)\,\sigma\,[U_1(V) - U_1(W)] + p\, h_z\, U_2 W) - (1-t_1)\,\sigma\, U_1(V)$

$+ p\,[-(1-t_2)\,\theta\, U_1(W) + m_y\, U_2(W)]\;(dy^*/dz) = 0.$

Or d'après la condition de premier ordre du programme (1.1') on a :

$-(1-t_2)\,\theta\; U_1(W) + m_y\, U_2(W) = 0$. Donc d'après le théorème de l'enveloppe, la condition de premier ordre du programme (1.5) s'écrit :

$E_z = p(1-t_1)\sigma[U_1(V) - U_1(W)] + p\, h_z\, U_2(W) - (1-t_1)\,\sigma\, U_1(V) = 0 \qquad (1.6)$

Le calcul des dérivées secondes directes et croisées fournit les résultats suivants :

- $E_{yy} = (1-t_2)^2\; \theta^2\, U_{11}(W) + m_{yy}\, U_2(W) + (m_y)^2\, U_{22}(W) - 2\,(1-t_2)\,\theta\, m_y\, U_{12}(W)$.

Si $U_{12}(W) \geq 0$ alors $E_{yy} < 0$.

- $E_{zz} = p\,(1-t_1)^2\,\sigma^2\, U_{11}(W) + (1-t_1)^2\,\sigma^2\, U_{11}(V)\,(1-p) + p\, h_{zz}\, U_2(W) + p\, h_z^2\, U_{22}(W)$

$- 2\,p\,(1-t_1)\,\sigma\, h_z\, U_{12}(W).$

Si $U_{12}(W) \geq 0$ alors $E_{zz} < 0$.

● $E_{yz} = \sigma\,(1-t_1)\,(1-t_2)\,\theta\,U_{11}(W) + m_y\ h_z\,U_{22}(W) - [(1-t_1)\ m_y\,\sigma + (1-t_2)\,\theta\,h_z\,]\,U_{12}(W)$

Si $U_{12}(W) \geq 0$ alors $E_{yy} < 0$.

● $E_{zy} = (1-t_1)\sigma\,[(1-t_2)\theta U_{11}(W) - m_y\,U_{12}(W)] + p\ h_z\ [-(1-t_2)\theta U_{21}(W) + m_y\,U_{22}(W)]\,] < 0$

Or $E_y = [-\,(1-t_2)\,\theta\,U_1(W) + m_y\ U_2(W)\,] = 0$ donc si $U_{21}(W) \geq 0$ alors $E_{zy} < 0$.

La différentielle totale de l'équation (1.6) par rapport à y donne :

$(\mathrm{d}z^* / \mathrm{d}y) = [-\,E_{zy} \big/ E_{zz}\,]$.

Or si $U_{21}(W) \geq 0$ alors $E_{zy} < 0$. On en déduit que $U_{21}(W) \geq 0$ alors $(\mathrm{d}z^* / \mathrm{d}y) < 0$.

● Dés lors, les conditions de second ordre pour un maximum sont satisfaites puisqu'on a :

$E_{yy} < 0$, $E_{zz} < 0$ et $E_{yy}\,E_{zz} - E_{zy}\,E_{yz} > 0$.

Annexe 6

Statique comparative

En différentiant totalement les deux conditions de premier ordre (E_y et E_z) par rapport à la variable exogène de notre choix, nous obtenons :

$$\begin{pmatrix} V_{zz} V_{zy} \\ V_{yz} V_{yy} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} dz^* \\ dy^* \end{pmatrix} = -\begin{pmatrix} V_{z\ell} \\ V_{y\ell} \end{pmatrix} d\ell$$

avec $\ell = w_0,\ H_2,\ H_0, \lambda,\ \theta, \alpha_2$ et β

En appliquant la règle de Cramer, nous avons :

$$\frac{dz^*}{d\ell} = \frac{\begin{vmatrix} -V_{z\ell} V_{zy} \\ -V_{y\ell} V_{yy} \end{vmatrix}}{X} \quad \text{et} \quad \frac{dy^*}{d\ell} = \frac{\begin{vmatrix} V_{ee} - V_{e\ell} \\ V_{ye} - V_{y\ell} \end{vmatrix}}{X}$$

où $X = V_{zz}V_{yy} - V_{yz}V_{zy} > 0$, en vertu des conditions de second ordre pour un maximum.

On en déduit que :

$$sgn\,(\mathrm{d}z^* / \mathrm{d}\ell) = sgn\,[-E_{z\ell}\ E_{yy} + E_{zy}\ E_{y\ell}\,]$$

$$sgn\,(\mathrm{d}y^* / \mathrm{d}\ell) = sgn\,[-E_{y\ell}\ E_{zz} + E_{yz}\ E_{z\ell}\,]$$

Ainsi

$$sgn\,(\mathrm{d}z^* / \mathrm{d}H_0) = sgn\,[-E_{zH_0}\ E_{yy} + E_{zy}\ E_{yH_0}\,]$$

$$sgn\,(\mathrm{d}y^* / \mathrm{d}H_0) = sgn\,[-E_{yH_0}\ E_{zz} + E_{yz}\ E_{zH_0}\,]$$

$$E_{zH_0} = -\,(1-p)\,(1-t_1)\,\sigma\,U_{12}(V).$$

$$E_{yH_0} = 0$$

Si $U_{12} \geq 0$ alors $E_{yy} < 0, E_{zy} < 0$ et $E_{zH_0} < 0$.

Donc *sgn* $(\mathrm{d}z^* / \mathrm{d}H_0) < 0$ et *sgn* $(\mathrm{d}y^* / \mathrm{d}\alpha_1) > 0$.

Annexe 7

Courbage et Rey (2006) considèrent deux individus (a et b) adversaires pour le risque de santé. Cependant, le coût psychologique lié à la perte d'utilité du à l'occurrence de la maladie pour un niveau de richesse donné est plus élevé pour l'individu a que celui de l'individu b. Formellement, $U^b(W,H_0)$ = h($U^b(W,H_0)$) où h(.) = Id(.) si $H = H_0$ et h(.) = k(.) > Id(.) si $H = H_1$. Autrement dit :

$U^a(W,H_0) = U^b(W,H_0)$ et $U^a(W,H_1) < U^b(W,H_1)$ où H_0 est le stock de santé initial et H_1 est le stock de santé après la maladie.

Nous reprendrons la démarche de l'analyse de Courbage et Rey (2006) mais en utilisant une fonction d'utilité *bivarié* séparable : $U(W, H) = \zeta(W)\,v(H)$ et introduisant la prévention secondaire au lieu de la prévention primaire.

$U(W, H)$ vérifie les hypothèses usuelles suivantes : $\zeta'(W) > 0$, $\zeta''(W) < 0$, $v'(H) > 0$ et $v''(H) > 0$.

Nous considérons deux individus a et b adversaires pour le risque de santé. Cependant, le coût psychologique lié à la perte d'utilité du à l'occurrence de la maladie pour un niveau de richesse donné est plus élevé pour l'individu a que celui de l'individu b.

Formellement, $\zeta^b(W)\,v^b(H)$ = h($\zeta^a(W)\,v^a(H)$) où h(.) = Id(.) si $H = H_0$ et h(.) = k(.) > Id(.) si $H = H_1$. Autrement dit :

$\zeta^a(W)\,v^a(H_0) = \zeta^b(W)\,v^b(H_0)$ et $\zeta^a(W)\,v^a(H_1) < \zeta^b(W)\,v^b(H_1)$ où H_0 est le stock de santé initial et H_1 est le stock de santé après la maladie.

Le niveau optimal de soins préventifs secondaires est tel que :

$$z^* = \arg\max_z \; p\;\zeta(W_0 - \sigma z - \theta y)\,v(H_1 + h(z)) + [1-p]\;\zeta(W_0 - \sigma z)\,v(H_0)$$

Afin de simplifier les calculs, nous considérons les soins curatifs comme une variable exogène.

Ainsi la condition de premier ordre du programme s'écrit :

$$E^{i}{}_{z^{i*}} = p\ \zeta^{i}\left(W_0 - \sigma\ z^{i*} - \theta y\right)\ v^{i\,\prime}\left(H_1 + h\left(z^{i*}\right)\right) h^{i\,\prime}\left(z^{i*}\right)$$

$$-\sigma\,[\,p\ \ \zeta^{i'}\left(W_0 - \sigma\ z^{i*} - \theta y\right) v^{i}\left(H_1 + h\left(z^{i*}\right)\right) + [1-\ p\,]\ \zeta^{i'}\left(W_0 - \sigma\ z^{i*}\right) v^{i}\left(H_0\right)] = 0$$

L'effort préventif secondaire optimal est tel que le bénéfice marginal du recours à la prévention secondaire est égal au coût marginal de ce recours.

$$E^{i}{}_{z^{i*}} = B^{i}{}_{m}\left(z^{i*}\right) - C^{i}{}_{m}\left(z^{i*}\right) = 0$$

$$B^{i}{}_{m}\left(z^{i*}\right) = p\ \ \zeta^{i}\left(W_0 - \sigma\ z^{i*} - \theta y\right)\ v^{i\,\prime}\left(H_1 + h\left(z^{i*}\right)\right) h^{i\,\prime}\left(z^{i*}\right)$$

$$C^{i}{}_{m}\left(z^{i*}\right) = \sigma\,[\,p\ \ \zeta^{i'}\left(W_0 - \sigma\ z^{i*} - \theta y\right) v^{i}\left(H_1 + h\left(z^{i*}\right)\right) + [1-\ p\,]\ \zeta^{i'}\left(W_0 - \sigma\ z^{i*}\right) v^{i}\left(H_0\right)]$$

L'objectif principal de ce travail est de répondre aux questions suivantes :

Quelle est la relation entre le coût psychologique de la maladie et l'aversion pour le risque de santé ?

Quel est l'impact du coût psychologique sur la prévention secondaire ?

Quel est l'impact de l'aversion pour le risque de santé sur la prévention secondaire ?

Quel est l'effet de la prudence pour le risque de santé sur la prévention secondaire ?

Afin de répondre à ces questions, nous devons comparer l'effort préventif optimal de l'individu a à celui de l'individu b (z^{a*} et z^{b*}). On doit donc évaluer la condition de premier ordre du programme de maximisation de l'individu a en remplaçant z^{a*} par z^{b*}, c'est-à-dire, on doit déterminer le signe de $E^{a}{}_{z^{b*}} = B^{a}{}_{m}\left(z^{b*}\right) - C^{a}{}_{m}\left(z^{b*}\right)$.

Si $E^{a}{}_{z^{b*}} \begin{cases} > 0 \\ < 0 \end{cases}$ alors $\begin{cases} z^{a*} > z^{b*} \\ z^{a*} < z^{b*} \end{cases}$

$$E^{a}{}_{z^{b*}} = p\ \ \zeta^{a}\left(W_0 - \sigma\ z^{b*} - \theta y\right)\ v^{a\,\prime}\left(H_1 + h\left(z^{b*}\right)\right) h^{a\,\prime}\left(z^{b*}\right)$$

$$-\sigma\,[\,p\ \ \zeta^{a'}\left(W_0 - \sigma\ z^{b*} - \theta y\right) v^{a}\left(H_1 + h\left(z^{b*}\right)\right) + [1-\ p\,]\ \zeta^{a'}\left(W_0 - \sigma\ z^{b*}\right) v^{a}\left(H_0\right)]$$

$$B^{a}{}_{m}\left(z^{b*}\right) = p\ \ \zeta^{a}\left(W_0 - \sigma\ z^{b*} - \theta y\right)\ v^{a\,\prime}\left(H_1 + h\left(z^{b*}\right)\right) h^{a\,\prime}\left(z^{b*}\right)$$

$$C^{a}{}_{m}\left(z^{b*}\right) = \sigma\,[\,p\ \ \zeta^{a'}\left(W_0 - \sigma\ z^{b*} - \theta y\right) v^{a}\left(H_1 + h\left(z^{b*}\right)\right) + [1-\ p\,]\ \zeta^{a'}\left(W_0 - \sigma\ z^{b*}\right) v^{a}\left(H_0\right)]$$

La relation entre le coût psychologique de la maladie et l'aversion pour le risque de santé.

Nous commençons par répondre à la première question.

Soit π^i la prime de risque de l'individu i tel que :

$$p\ \zeta^i(W-\theta y)\,v^i(H_1)+[1-p]\ \zeta^i(W)\,v^i(H_0)=\zeta^i(W-\pi^i)\,v^i(H_0)$$

$$\zeta^a(W-\pi^a)\,v^a(H_0)-\zeta^b(W-\pi^b)\,v^b(H_0)=p\ \zeta^a(W-\theta y)\,v^a(H_1)+[1-p]\ \zeta^a(W)\,v^a(H_0)$$

$$-\ p\ \zeta^b(W-\theta y)\,v^b(H_1)-[1-p]\ \zeta^b(W)\,v^b(H_0).$$

Or $\zeta^a(W)\,v^a(H_0)=\zeta^b(W)\,v^b(H_0)$ donc

$$\zeta^a(W-\pi^a)\,v^a(H_0)-\zeta^b(W-\pi^b)\,v^b(H_0)=p\,[\zeta^a(W-\theta y)\,v^a(H_1)-\zeta^b(W-\theta y)\,v^b(H_1)]$$

Or $\zeta^a(W)\,v^a(H_1)<\zeta^b(W)\,v^b(H_1)$ donc $\zeta^a(W-\pi^a)\,v^a(H_0)<\zeta^b(W-\pi^b)\,v^b(H_0)$

Or $\zeta^b(W)\,v^b(H)=\mathrm{h}(\zeta^a(W)\,v^a(H))$ donc $\zeta^a(W-\pi^a)\,v^a(H_0)<\mathrm{h}(\zeta^a(W-\pi^b)\,v^a(H_0))$

Or $\mathrm{h}(.)=\mathrm{Id}(.)$ si $H=H_0$ donc $\zeta^a(W-\pi^a)\,v^a(H_0)<\zeta^a(W-\pi^b)\,v^a(H_0)$

Or $\zeta'>0$ donc $\pi^a>\pi^b$

On en déduit que plus le coût psychologique est élevé plus l'aversion pour le risque de santé est élevé.

La relation entre l'aversion pour le risque de santé et la prévention secondaire.

Nous avons montré que l'individu a est plus averse pour le risque de santé que l'individu b. Cependant, l'aversion pour le risque n'est pas suffisante pour déterminer le signe de $E^a{}_{z^{b*}}=B^a{}_m(z^{b*})-C^a{}_m(z^{b*})$. On en déduit que l'aversion pour le risque de santé exerce un effet ambigu sur la prévention secondaire.

La relation entre la prudence pour le risque de santé et la prévention secondaire.

Courbage et Rey (2006) utilisent le concept de prudence dans l'analyse. Ils introduisent, dans leur modélisation, la prime de prudence *bivariée* définie par Bleichrodt, Crainich et Eeckhoudt (2003). Ainsi, nous appliquons la même démarche dans notre fonction d'utilité.

$$p\ \zeta^{i'}(W-\theta y)\,v^i(H_1)+[1-p]\ \zeta^{i'}(W)\,v^i(H_0)=\zeta^{i'}(W-\psi^i)\,v^i(H_0)$$

Où ψ^i représente la prime de prudence définie par Bleichrodt, Crainich et Eeckhoudt (2003) comme le montant que l'individu est prêt à payer à l'état de santé favorable afin de maintenir constante l'utilité marginale espérée.

Nous pouvons relier la prime de prudence au coût marginal de la prévention secondaire.

$$C^i{}_m(z)=\sigma\,[p\ \zeta^{i'}(W_0-\sigma z-\theta y)\,v^i(H_1+h(z))+[1-p]\ \zeta^{i'}(W_0-\sigma z)\,v^i(H_0)]$$

$$C^i{}_m(z)=-\ \sigma\,\zeta^{i'}(W_0-\sigma z-\psi^i)\,v^i(H_0)$$

$(\mathrm{d}C^{i}{}_{m}(z) \,/\, \mathrm{d}\psi^{i}) = -\,\sigma\,\zeta^{i''}(W_0 - \sigma z - \psi^{i})\,v^{i}(H_0) > 0$ car $\zeta^{i''} < 0$.

On en déduit que plus la prudence est élevée plus le coût marginal de la prévention secondaire est élevé.

Si l'individu a est moins prudent que l'individu b alors le coût marginal de l'effort préventif secondaire de a est inférieur à celui de l'individu b.

Formellement : si $\psi^{a} < \psi^{b}$ alors $C^{a}{}_{m}(z) < C^{b}{}_{m}(z)$.

La relation entre le coût phycologique de la maladie et la prévention secondaire.

$B^{i}{}_{m}(z) = p\ \zeta^{i}(W_0 - \sigma\ z\ - \theta y)\ v^{i\prime}(H_1 + h^{i}(z))\,h^{i\prime}(z)$

$B^{a}{}_{m}(z) - B^{b}{}_{m}(z) = p\,\zeta^{a}(W_0 - \sigma\ z\ - \theta y)\,v^{a\prime}(H_1 + h^{a}(z))\,h^{a\prime}(z) - p\ \ \zeta^{a}(W_0 - \sigma\ z\ - \theta y)$
$v^{b\prime}(H_1 + h^{b}(z))\,h^{b\prime}(z)$

On a $\zeta^{a}(W)\,v^{a}(H_0) = \zeta^{b}(W)\,v^{b}(H_0)$ et $\zeta^{a}(W)\,v^{a}(H_1) < \zeta^{b}(W)\,v^{b}(H_1)$ où H_0 est le stock de santé initial et H_1 est le stock de santé après la maladie.

On en déduit que si $h^{a\prime}(z) > h^{b\prime}(z)$ alors $B^{a}{}_{m}(z) - B^{b}{}_{m}(z) > 0 \Rightarrow B^{a}{}_{m}(z) > B^{b}{}_{m}(z)$.

Si l'accroissement de la prévention secondaire provoque une amélioration de l'état de santé plus importante pour l'individu a que l'individu b alors $B^{a}{}_{m}(z) > B^{b}{}_{m}(z)$.

Nous avons donc deux inéquations importantes aptes à déterminer le signe de
$E^{a}{}_{z^{b*}} = B^{a}{}_{m}(z^{b*}) - C^{a}{}_{m}(z^{b*})$. à savoir :

Si $\psi^{a} < \psi^{b}$ alors $C^{a}{}_{m}(z) < C^{b}{}_{m}(z)$.

Si $h^{a\prime}(z) > h^{b\prime}(z)$ alors $B^{a}{}_{m}(z) > B^{b}{}_{m}(z)$.

$B^{a}{}_{m}(z^{b}) > B^{b}{}_{m}(z^{b}) \Rightarrow B^{a}{}_{m}(z^{b}) - C^{a}{}_{m}(z^{b}) > B^{b}{}_{m}(z^{b}) - C^{a}{}_{m}(z^{b})$

On a $C^{a}{}_{m}(z^{b}) < C^{b}{}_{m}(z^{b})$ donc $B^{b}{}_{m}(z^{b}) - C^{a}{}_{m}(z^{b}) > B^{b}{}_{m}(z^{b}) - C^{b}{}_{m}(z^{b})$

Or $B^{b}{}_{m}(z^{b}) - C^{b}{}_{m}(z^{b}) = 0$ donc $B^{b}{}_{m}(z^{b}) - C^{a}{}_{m}(z^{b}) > 0$.

On en déduit que $B^{a}{}_{m}(z^{b}) - C^{a}{}_{m}(z^{b}) > 0 \Rightarrow B^{a}{}_{m}(z^{b}) > C^{a}{}_{m}(z^{b}) \Rightarrow z^{a*} > z^{b*}$.

L'agent le plus averse pour le risque de santé, dont l'impact de la prévention secondaire sur l'amélioration de l'état de santé est plus importante, effectue plus prévention secondaire si il est moins prudent. Si $\psi^{a} < \psi^{b}$ et $h^{a\prime}(z) > h^{b\prime}(z)$ alors $z^{a*} > z^{b*}$.

Annexe 8

On considère le cas d'un régulateur qui rembourse une fraction t_1 des dépenses en soins préventifs primaires et une fraction t_2 des dépenses en soins curatifs.

Le contrat d'assurance offert à l'équilibre maximise l'espérance de l'utilité de l'assuré sous contrainte budgétaire :

$$\underset{t_1,t_2}{Max}\,\mathrm{EU} = p(e)\,\mathrm{U}(\mathrm{W}) + [1 - p(e)]\,\mathrm{U}(\mathrm{V}) \tag{1.7}$$

SC

$$P = t_1\,\lambda\,e + p(e,\alpha_1)\,t_2\,\theta\,y \tag{1.8}$$

$$\text{Où}\quad y = y(e, t_1, t_2),\ e = e(t_1, t_2) \text{ et } P = P(e, y, t_1, t_2) \tag{1.9}$$

Avec : $\mathrm{W} = (\mathrm{W}_0 - P - (1-t_1)\,\lambda e - (1-t_2)\,\theta\,y,\ \mathrm{H}_2 + m(y,\beta))$

$\mathrm{V} = (\mathrm{W}_0 - P - (1-t_1)\,\lambda e,\ \mathrm{H}_0)$

La $1^{iére}$ CPO attachée à (7) est la suivante :

$$\left(\frac{dEU}{dt_1}\right)=\left(\frac{\partial EU}{\partial t_1}\right)+\left(\frac{\partial EU}{\partial e}\right)\left(\frac{\partial e}{\partial t_1}\right)+\left(\frac{\partial EU}{\partial y}\right)\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)+\left(\frac{\partial EU}{\partial P}\right)\left(\frac{\partial P}{\partial t_1}\right) = 0 \tag{1.10}$$

Or à l'optimum $\left(\frac{\partial EU}{\partial e}\right) = \left(\frac{\partial EU}{\partial y}\right) = 0$, donc l'équation (1.10) peut se réécrire sous la forme suivante : $\left(\frac{dEU}{dt_1}\right) = E[U_1]\left[\lambda e - \left(\frac{dP}{dt_1}\right)\right]$,

or $E[U_1] \neq 0$, il en résulte que $\left[\lambda e - \left(\frac{dP}{dt_1}\right)\right] = 0$ (1.11)

$$\text{Avec}\ \left(\frac{dP}{dt_1}\right) = \lambda e + [t_1\lambda + p_e t_2\theta y]\left(\frac{\partial e}{\partial t_1}\right) + p(e)t_2\theta\left(\frac{dy}{dt_1}\right) \tag{1.12}$$

Où $\left(\frac{dy}{dt_1}\right)=\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)+\left(\frac{\partial y}{\partial e}\right)\left(\frac{\partial e}{\partial t_1}\right)$ (1.13)

En injectant l'équation (1.12) et (1.13) dans (1.11), celle-ci se réécrit sous la forme suivante :

$$\lfloor t_1\lambda+p_e t_2\theta y\rfloor\left(\frac{\partial e}{\partial t_1}\right)+p(e)t_2\theta\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)+\left(\frac{\partial y}{\partial e}\right)\left(\frac{\partial e}{\partial t_1}\right)\right]=0 \quad (1.14)$$

Après quelques simplifications, l'équation (1.14) se réécrit :

$$t_1\,\lambda=-t_2\,\theta\{\,p_e\,y+p\,(e)\left[\frac{\left[\frac{\partial y}{\partial t_1}\right]}{\left[\frac{\partial e}{\partial t_1}\right]}+\left[\frac{\partial y}{\partial e}\right]\right]\} \quad (1.15)$$

La $2^{ième}$ *CPO* attaché à (1.7) est la suivante :

$$\left(\frac{dEU}{dt_2}\right)=\left(\frac{\partial EU}{\partial t_2}\right)+\left(\frac{\partial EU}{\partial e}\right)\left(\frac{\partial e}{\partial t_2}\right)+\left(\frac{\partial EU}{\partial y}\right)\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right)+\left(\frac{\partial EU}{\partial P}\right)\left(\frac{\partial P}{\partial t_2}\right)=0 \quad (1.16)$$

Or $\left(\frac{\partial EU}{\partial t_2}\right)=p(e)\theta yU_1(W)$, $\left(\frac{\partial EU}{\partial e}\right)=\left(\frac{\partial EU}{\partial y}\right)=0$ et $\left(\frac{\partial EU}{\partial P}\right)=-E[U_1]$ donc l'équation (1.16) se réécrit sous la forme suivante :

$$p(e)\theta y\rho=\left(\frac{dP}{dt_2}\right) \quad (1.16')$$

Avec $\rho=\left(\frac{U_1}{E[U_1]}\right)$: un indicateur de prudence.

Or $\left(\frac{dP}{dt_2}\right)=p(e)\theta y+\lfloor t_1\lambda+p_e t_2\theta y\rfloor\left(\frac{\partial e}{\partial t_2}\right)+p(e)t_2\theta\left(\frac{dy}{dt_2}\right)$ (1.16'')

En injectant (1.16'') dans (1.16'), celle-ci se réécrit :

$$p(e)\theta y(\rho-1)=\lfloor t_1\lambda+p_e t_2\theta y\rfloor\left(\frac{\partial e}{\partial t_2}\right)+p(e)t_2\theta\left(\frac{dy}{dt_2}\right) \quad (1.16''')$$

Or d'après (1.15), on a $\lfloor t_1\lambda + p_e t_2 \theta y \rfloor = -\ p(e)\, t_2\, \theta \left[\frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)}{\left(\frac{\partial e}{\partial t_1}\right)} + \left(\frac{\partial y}{\partial e}\right) \right]$ (1.15)'

En injectant (1.15)' dans (1.16'''), on trouve l'équation suivante :

$$p(e)\theta y(\rho - 1) = -\ p(e)\, t_2\, \theta \left[\frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)}{\left(\frac{\partial e}{\partial t_1}\right)} + \left(\frac{\partial y}{\partial e}\right) \right] \left(\frac{\partial e}{\partial t_2}\right) + p(e)\, t_2\, \theta \left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right) + \left(\frac{\partial y}{\partial e}\right)\left(\frac{\partial e}{\partial t_2}\right) \right] \quad (1.17)$$

Après quelques simplifications, l'équation (1.17) se réécrit :

$$t_2 = -\frac{\left[\left(\frac{U_1}{E(U_1)}\right) - 1\right] y}{\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right) - \frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)\left(\frac{\partial e}{\partial t_2}\right)}{\left(\frac{\partial e}{\partial t_1}\right)} \right]} \quad (1.18)$$

Annexe 9

$$t_1\, \lambda = -t_2 \theta \{\, p_e\, y + p(e) \left[\frac{\left[\frac{\partial y}{\partial t_1}\right]}{\left[\frac{\partial e}{\partial t_1}\right]} + \left[\frac{\partial y}{\partial e}\right] \right] \} \quad (1.15)$$

Si $U_{21}(W) \geq 0$ alors $\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right) > 0$ et $\left(\frac{\partial y}{\partial e}\right) < 0$ et si la politique de lutte contre la sur-consommation des soins préventifs primaires est inefficace alors $\left(\frac{\partial e}{\partial t_1}\right) < 0$. On en déduit que l'expression entre accolades dans l'équation (1.15) est alors strictement négative $\left(\left[\frac{\left[\frac{\partial y}{\partial t_1}\right]}{\left[\frac{\partial e}{\partial t_1}\right]}+\left[\frac{\partial y}{\partial e}\right]\right]\right) < 0$, ainsi nécessairement l'expression entre parenthèses dans l'équation (1.15) est négative, ce qui implique que t_1 et t_2 évoluent dans le même sens. ν

Annexe 10

$$t_2 = -\frac{\left[\left(\frac{U_1}{E(U_1)}\right)-1\right]y}{\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right)-\frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)\left(\frac{\partial e}{\partial t_2}\right)}{\left(\frac{\partial e}{\partial t_1}\right)}\right]} \qquad (1.18)$$

L'équation (1.18) suggère que le choix de subventionnement des dépenses curatives dépend du degré de l'aversion vis-à-vis du risque de richesse de l'assuré $\left(\frac{U_1}{E[U_1]}\right)$ et du signe de $\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right)-\frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)}{\left(\frac{\partial e}{\partial t_1}\right)}\left(\frac{\partial e}{\partial t_2}\right)\right]$ qui dépend essentiellement du signe de $U_{21}(W)$. On a constaté, d'après l'étude du choix de l'assuré, que si $U_{21}(W)\geq 0$ alors $\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right) > 0$, $\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right) > 0$, $sgn\left(\frac{\partial e}{\partial t_1}\right)$ est ambigu et $sgn\left(\frac{\partial e}{\partial t_2}\right)$ est ambigu, ce qui implique que le signe de $\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right)-\frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)}{\left(\frac{\partial e}{\partial t_1}\right)}\left(\frac{\partial e}{\partial t_2}\right)\right]$ est ambigu.

A partir du signe de $\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right)-\frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)}{\left(\frac{\partial e}{\partial t_1}\right)}\left(\frac{\partial e}{\partial t_2}\right)\right]$, on peut envisager trois cas possibles :

Cas (i) : $\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right) - \frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)}{\left(\frac{\partial e}{\partial t_1}\right)}\left(\frac{\partial e}{\partial t_2}\right)\right] = 0.$

Dans ce cas, le choix optimal de subventionnement des dépenses curatives est indéterminé.

Cas (ii) : si $\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right) - \frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)}{\left(\frac{\partial e}{\partial t_1}\right)}\left(\frac{\partial e}{\partial t_2}\right)\right] < 0.$

Dans ce cas, le choix optimal de subventionnement des dépenses curatives dépend du degré de l'aversion vis-à-vis du risque de richesse de l'assuré $\left(\frac{U_1}{E[U_1]}\right)$. Si il est averse vis-à-vis du risque de richesse (resp. indifférent l'aversion vis-à-vis du risque de richesse), le choix optimal du régulateur est alors de (resp. ne pas) subventionner les dépenses de soins curatifs.

Preuve : si l'assuré est adversaire du risque de richesse ($\frac{U_1}{E[U_1]} > 1$) (resp. indifférent à l'aversion vis-à-vis du risque de richesse $\left(\frac{U_1}{E[U_1]} = 1\right)$) alors le membre de droite de (1.18) devient strictement positif (resp. nul) car $\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right) - \frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)}{\left(\frac{\partial e}{\partial t_1}\right)}\left(\frac{\partial e}{\partial t_2}\right)\right] < 0$ et y est strictement positif alors nécessairement t_2 est strictement positif (resp. nul). ν

Cas (iii) : si $\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right) - \frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)}{\left(\frac{\partial e}{\partial t_1}\right)}\left(\frac{\partial e}{\partial t_2}\right)\right] > 0.$

Dans ce cas, le choix optimal de subventionnement des dépenses curatives dépend du degré de l'aversion vis-à-vis du risque de richesse de l'assuré $\left(\frac{U_1}{E[U_1]}\right)$. Si il est amateur du risque de richesse (resp. indifférent l'aversion vis-à-vis du risque de richesse), le choix optimal du régulateur est alors de (resp. ne pas) subventionner les dépenses de soins curatifs.

Preuve : si l'assuré est amateur du risque de richesse ($\frac{U_1}{E[U_1]} < 1$) (resp. indifférent l'aversion vis-à-vis du risque de richesse$\left(\frac{U_1}{E[U_1]} = 1\right)$) alors le membre de droite de (1.18) devient strictement positif (resp. nul) car $\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right) - \frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)}{\left(\frac{\partial e}{\partial t_1}\right)}\left(\frac{\partial e}{\partial t_2}\right)\right]$ et y sont strictement positifs alors nécessairement t_2 est strictement positif (resp. nul). ν

Annexe 11

On considère le cas d'un régulateur qui rembourse une fraction t_1 des dépenses en soins préventifs secondaires et une fraction t_2 des dépenses en soins curatifs.

Le contrat d'assurance offert à l'équilibre maximise l'espérance de l'utilité de l'assuré sous contrainte budgétaire :

$$\underset{t_1,t_2}{Max}\ \mathrm{EU} = p\,\mathrm{U(W)} + [1 - p]\,\mathrm{U(V)} \qquad (1.19)$$

SC

$$P = t_1 \sigma z + p\, t_2\, \theta y \qquad (1.20)$$

$$\text{Où } y = y(z, t_1, t_2),\ z = z(t_1, t_2) \text{ et } P = P(z, y, t_1, t_2) \qquad (1.21)$$

Avec : $\mathrm{W} = (\mathrm{W}_0 - P - (1 - t_1)\,\sigma\, z - (1 - t_2)\,\theta\, y,\ \mathrm{H}_2 + m(y, \beta) + h(z, \alpha_2))$

$\mathrm{V} = (\mathrm{W}_0 - P - (1 - t_1)\,\sigma\, z,\ \mathrm{H}_0)$

La $1^{iére}$ CPO attachée à (19) est la suivante :

$$\left(\frac{dEU}{dt_1}\right) = \left(\frac{\partial EU}{\partial t_1}\right) + \left(\frac{\partial EU}{\partial z}\right)\left(\frac{\partial z}{\partial t_1}\right) + \left(\frac{\partial EU}{\partial y}\right)\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right) + \left(\frac{\partial EU}{\partial P}\right)\left(\frac{\partial P}{\partial t_1}\right) = 0 \qquad (1.22)$$

Or $\left(\frac{\partial EU}{\partial t_1}\right) = E[U_1]\,\sigma z$, $\left(\frac{\partial EU}{\partial z}\right) = \left(\frac{\partial EU}{\partial y}\right) = 0$ et $\left(\frac{\partial EU}{\partial P}\right) = -E[U_1]$, donc l'équation (1.22) se réécrit sous la forme suivante :

$\left(\frac{dEU}{dt_1}\right) = E[U_1]\left[\sigma z - \left(\frac{dP}{dt_1}\right)\right]$, or $E[U_1] \neq 0$, il en résulte que $\left[\sigma z - \left(\frac{dP}{dt_1}\right)\right] = 0$ (1.23)

$$\text{Avec}\left(\frac{dP}{dt_1}\right) = \sigma z + t_1\,\sigma\left(\frac{\partial z}{\partial t_1}\right) + t_2\,p\theta\left(\frac{dy}{dt_1}\right) \quad (1.24)$$

$$\text{Où}\left(\frac{dy}{dt_1}\right) = \left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right) + \left(\frac{\partial y}{\partial z}\right)\left(\frac{\partial z}{\partial t_1}\right) \quad (1.25)$$

En injectant l'équation (1.24) et (1.25) dans (1.23), celle-ci se réécrit sous la forme suivante :

$$t_1\,\sigma\left(\frac{\partial z}{\partial t_1}\right) + pt_2\theta\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right) + \left(\frac{\partial y}{\partial z}\right)\left(\frac{\partial z}{\partial t_1}\right)\right] = 0 \quad (1.26)$$

Après quelques simplifications, l'équation (1.26) se réécrit :

$$t_1\,\sigma = -t_2 p\theta\left[\frac{\left[\frac{\partial y}{\partial t_1}\right]}{\left[\frac{\partial z}{\partial t_1}\right]} + \left[\frac{\partial y}{\partial z}\right]\right] \quad (1.27)$$

La $2^{ième}$ *CPO* attaché à (1.19) est la suivante :

$$\left(\frac{dEU}{dt_2}\right) = \left(\frac{\partial EU}{\partial t_2}\right) + \left(\frac{\partial EU}{\partial z}\right)\left(\frac{\partial z}{\partial t_2}\right) + \left(\frac{\partial EU}{\partial y}\right)\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right) + \left(\frac{\partial EU}{\partial P}\right)\left(\frac{\partial P}{\partial t_2}\right) = 0 \quad (1.28)$$

Or $\left(\frac{\partial EU}{\partial t_2}\right) = p\theta y U_1(W)$, $\left(\frac{\partial EU}{\partial z}\right) = \left(\frac{\partial EU}{\partial y}\right) = 0$ et $\left(\frac{\partial EU}{\partial P}\right) = -E[U_1]$ donc l'équation (1.28) se réécrit sous la forme suivante :

$$p\theta y\rho = \left(\frac{dP}{dt_2}\right) \quad (1.29')$$

Avec $\rho = \left(\frac{U_1}{E[U_1]}\right)$: un indicateur d'aversion vis-à-vis du risque de richesse.

$$\left(\frac{dP}{dt_2}\right) = p\theta y + t_1\sigma\left(\frac{\partial z}{\partial t_2}\right) + pt_2\theta\left(\frac{dy}{dt_2}\right) \quad (1.29'')$$

$$\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right)=\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right)+\left(\frac{\partial y}{\partial z}\right)\left(\frac{\partial z}{\partial t_2}\right)\right] \qquad (1.29''')$$

En injectant l'équation (1.29'') et (1.29''') dans (1.29'), celle-ci se réécrit sous la forme suivante :

$$p\theta y\rho = p\theta y + t_1\sigma\left(\frac{\partial z}{\partial t_2}\right)+pt_2\theta\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right)+\left(\frac{\partial y}{\partial z}\right)\left(\frac{\partial z}{\partial t_2}\right)\right] \qquad (1.29'''')$$

Après quelques simplifications, l'équation (1.29'''') se réécrit :

$$t_2 = -\frac{\left[\left(\frac{U_1}{E(U_1)}\right)-1\right]y}{\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right)-\frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)\left(\frac{\partial z}{\partial t_2}\right)}{\left(\frac{\partial z}{\partial t_1}\right)}\right]} \qquad (1.30)$$

Annexe 12

$$t_2 = -\frac{\left[\left(\frac{U_1}{E(U_1)}\right)-1\right]y}{\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right)-\frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)\left(\frac{\partial z}{\partial t_2}\right)}{\left(\frac{\partial z}{\partial t_1}\right)}\right]} \qquad (1.30)$$

L'équation (30) suggère que le choix de subventionnement des dépenses curatives dépend du degré de l'aversion vis-à-vis du risque de richesse de l'assuré $\left(\frac{U_1}{E[U_1]}\right)$ et du signe de $\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right)-\frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)}{\left(\frac{\partial z}{\partial t_1}\right)}\left(\frac{\partial z}{\partial t_2}\right)\right]$ qui dépend essentiellement du signe de $U_{21}(W)$. On a constaté, d'après l'étude du choix de l'assuré, que si $U_{21}(W) \geq 0$ alors $\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right) > 0$, $\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right) > 0$, $\left(\frac{\partial z}{\partial t_1}\right) >$ 0 et $\left(\frac{\partial z}{\partial t_2}\right) > 0$, ce qui implique que le signe de $\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right) - \frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)}{\left(\frac{\partial z}{\partial t_1}\right)}\left(\frac{\partial z}{\partial t_2}\right)\right]$ est ambigu.

A partir du signe de $\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right) - \frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)}{\left(\frac{\partial z}{\partial t_1}\right)}\left(\frac{\partial z}{\partial t_2}\right)\right]$, on peut envisager trois cas possibles :

Cas (i) : $\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right) - \frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)}{\left(\frac{\partial z}{\partial t_1}\right)}\left(\frac{\partial z}{\partial t_2}\right)\right] = 0$. Dans ce cas, le choix optimal de subventionnement des dépenses curatives est indéterminé.

Cas (ii) : si $\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right) - \frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)}{\left(\frac{\partial z}{\partial t_1}\right)}\left(\frac{\partial z}{\partial t_2}\right)\right] < 0$.

Dans ce cas, le choix optimal de subventionnement des dépenses curatives dépend du degré de l'aversion vis-à-vis du risque de richesse de l'assuré $\left(\frac{U_1}{E[U_1]}\right)$. Si il est adversaire du risque de richesse (resp. indifférent à l'aversion vis-à-vis du risque de richesse), le choix optimal du régulateur est alors de (resp. ne pas) subventionner les dépenses de soins curatifs.

Preuve : si l'assuré est adversaire du risque de richesse ($\frac{U_1}{E[U_1]} > 1$) (resp. indifférent l'aversion vis-à-vis du risque de richesse $\left(\frac{U_1}{E[U_1]} = 1\right)$) alors le membre de droite de (30) devient strictement positif (resp. nul) car $\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right) - \frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)}{\left(\frac{\partial z}{\partial t_1}\right)}\left(\frac{\partial z}{\partial t_2}\right)\right] < 0$ et y est strictement positif alors nécessairement t_2 est strictement positif (resp. nul). ν

Cas (iii) : si $\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right) - \frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)}{\left(\frac{\partial z}{\partial t_1}\right)}\left(\frac{\partial z}{\partial t_2}\right)\right] > 0.$

Dans ce cas, le choix optimal de subventionnement des dépenses curatives dépend du degré de l'aversion vis-à-vis du risque de richesse de l'assuré $\left(\frac{U_1}{E[U_1]}\right)$. Si il est amateur du risque de richesse (resp. indifférent l'aversion vis-à-vis du risque de richesse), le choix optimal du régulateur est alors de (resp. ne pas) subventionner les dépenses de soins curatifs.

Preuve : si l'assuré est amateur du risque de richesse ($\frac{U_1}{E[U_1]} < 1$) (resp. indifférent l'aversion vis-à-vis du risque de richesse$\left(\frac{U_1}{E[U_1]} = 1\right)$) alors le membre de droite de (30) devient strictement positif (resp. nul) car $\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right) - \frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)}{\left(\frac{\partial z}{\partial t_1}\right)}\left(\frac{\partial z}{\partial t_2}\right)\right]$ et y sont strictement positifs alors nécessairement t_2 est strictement positif (resp. nul). ν