Un faible espoir de guérison est-il toujours une bonne chose ?

Une note théorique.

Serge Macé, *Edhec Business School, Lille, France*

16 Novembre 2015 - 37^{e} JESF - Dijon

Résumé: Un individu s'adapte psychologiquement plus facilement à une détérioration de sa santé lorsqu'il n'a plus d'espoir de guérison que lorsqu'il lui reste une faible chance. En utilisant le cadre théorique proposé par Koszegi et Rabin (2006), nous examinons sous quelles conditions un individu préfère la certitude d'une dégradation définitive de sa santé, à laquelle il s'adaptera partiellement, à une faible probabilité de guérir qui l'en empêche.

Classification JEL: I12, D81

Mots clefs: adaptation, point de référence, aversion aux pertes, risque santé

---

1. Introduction

Considérons un individu qui vient de subir une dégradation importante de son état de santé, à la suite d'un handicap ou d'une maladie invalidante à long terme. En principe, il devrait valoriser toute probabilité non nulle de guérir. Mais si cet espoir limite sa capacité à s'adapter psychologiquement et avec succès à son état de santé actuel, est-il possible qu'il préfère dans certains cas, la certitude d'une dégradation définitive de sa santé, à laquelle il s'adaptera partiellement, à une faible probabilité de guérir qui l'en empêche? Et quelles circonstances rendent cette préférence paradoxale plus probable ? Ces questions importent pour mieux comprendre les préférences des individus mais aussi leur comportement de santé lorsque celui-ci influence la probabilité de guérison.

L'adaptation hédonique, définie par Frederick et Loewenstein (1999) comme « la réduction de l'intensité affective d'événements positifs ou négatifs » ainsi que sa sous-estimation ont fait l'objet de nombreuses études ces deux dernières décennies, en particulier dans le domaine de la santé. Elles convergent pour montrer que d'une manière générale, les êtres humains ont une capacité remarquable d'adaptation à une dégradation durable de leurs conditions de santé (même s'ils sous-estiment typiquement leur capacité à le faire)[1]. Ceux qui perdent leur mobilité par exemple, s'engagent dans des activités qui nécessitent cette faculté dans une moindre mesure. Ils redirigent leur attention vers d'autres dimensions de leur vie ou recodent leurs problèmes de santé comme une épreuve dont ils sortent grandis. Des travaux plus récents ont commencé à porter l'attention sur les facteurs qui renforcent ou au contraire limitent ce processus d'adaptation aux événements positifs et négatifs (Sheldon et Lyubomirsky, 2012 ; Wilson *et al.*, 2005 ; Gilbert and Ebert, 2002). Une observation importante de ces travaux est qu'une adaptation réussie exige d'une personne qu'elle reconnaisse, admette et décide de faire face à la perte. Toute incertitude sur le caractère durable de cette perte limite, voire interdit le processus d'adaptation, ce que l'individu prend en compte s'il anticipe correctement le processus d'adaptation.

On examine ici cette question d'un point de vue théorique dans le cadre fourni par la théorie des perspectives (Kahneman et Tversky, 1979) qui postule l'existence d'un point de référence, une sensibilité décroissante dans le domaine du gain et de la perte et une aversion aux pertes. Ce cadre est souvent utilisé dans le domaine des choix de santé où l'adaptation à une dégradation de la santé est modélisée comme une baisse du point de référence (Winter et Parker, 2007 ; Gjerde *et al.*, 2005 ; Schwartz et Goldberg, 2008 ; Macé et Le Lec, 2011). Spécifiquement, on recourt ici à une version modifiée de la fonction d'utilité introduite par Koszegi et Rabin (2006) qui permet d'introduire de manière cohérente non seulement un mécanisme d'adaptation hédonique, mais aussi les effets de l'incertitude sur cette adaptation.

Le modèle est présenté dans la partie II ci-dessous. La partie III discute les résultats et conclut.

II. Le modèle

II.1: Préférences

Considérons un individu dont l'utilité dépend uniquement de son état de santé, h, évalué par rapport à un niveau de santé de référence, r, où r et h sont des variables continues. En l'absence d'incertitude, la fonction d'utilité est donnée par :

---

[1] On peut citer ici par exemple les travaux de Riis *et al.* (2005) pour les patients sous dialyse, Buick and Petrie (2002) pour le cancer du sein, Baron *et al.* (2003) pour l'arthrite, Wu (2001) pour les maladies cardiaques, ou encore Albrecht and Devlieger (1999) ou Oswald and Powdthavee (2008) pour le handicap.

$$u(h|r) = \underbrace{m(h)}_{\textit{utilité intrinsèque}} + \underbrace{\mu(m(h) - m(r))}_{\textit{sensation additionnelle de gain ou de perte}} \qquad (1)$$

Comme dans Koszegi et Rabin (2006), l'utilité est la somme de deux composantes : La première est l'utilité intrinsèque de l'individu, notée $m(h)$, qui correspond à l'utilité standard habituelle. m est continue pour tout x, deux fois dérivable, elle augmente strictement avec h et est concave dans le cas général ($m'(h) > 0$, $m''(h) \leq 0$). Tout écart entre le niveau de santé observé et le niveau de référence est aussi à l'origine d'une sensation additionnelle de gain si $h > r$ ou de perte si $h < r$ capturée par la fonction $\mu(.)$ dont les propriétés reprennent les hypothèses de la théorie des perspectives[2].

H1 : $\mu(x)$ est continue en x, deux fois dérivable pour $x \neq 0$ et strictement croissante de sorte qu'un point de référence plus faible augmente l'utilité de l'individu.

H2 : $\mu''(x) \leq 0$ pour $x > 0$ et $\mu''(x) \geq 0$ pour $x < 0$, ce qui implique une sensibilité décroissante dans le domaine de la perte et du gain.

H3 : Si $y > x > 0$, alors $\mu(y) - \mu(x) < \mu(\text{-}x) - \mu(\text{-}y)$ pour capturer l'aversion aux pertes de manière générale et $\frac{lim_{x \to 0}\mu'(|x|)}{lim_{x \to 0}\mu'(-|x|)} = \lambda > 1$ pour capturer l'aversion aux pertes à proximité du point de référence.

Lorsque l'individu possède plusieurs points de référence concurrents $r_1, r_2, ..r_m$, on a :

$$u(h|r) = \sum_{j=1}^{m} \pi_j u(h|r_j) = m(h) + \sum_{j=1}^{m} \pi_j \mu(m(h) - m(r_j)) \qquad (2)$$

où π_j désigne le poids accordé par l'individu au point de référence r_j et $\sum_{j=1}^{m} \pi_j = 1$. Par analogie aux variables aléatoires, on notera le point de référence multiple $r = (r_1, r_2, .., r_n; \pi_1, \pi_2, .., \pi_m)$. Les différents points de référence correspondent selon les circonstances aux niveaux passés, anticipés ou souhaités de santé, où à ceux d'un groupe de

---

[2] On notera au passage que μ dépend de $m(h) - m(r)$ et non directement de *(h-r)* pour tenir compte du fait que la sensation additionnelle gain ou de perte induite par un niveau de santé différent du niveau cible n'est pas indépendante aussi de la magnitude de la variation d'utilité que procure en soi ou intrinsèquement la variation du capital santé.

comparaison. S'ils désignent uniquement les niveaux futurs possibles anticipés de santé de l'individu, et si les poids π_j correspondent à leurs probabilités de réalisation p_j, alors le point de référence multiple devient un point de référence stochastique, représentée par la variable aléatoire $\tilde{r} = (r_1, r_2, .., r_n ; p_1, p_2, .., p_n)$. Pour en comprendre la signification, supposons que la santé puisse être mesurée par l'espérance de vie et que l'individu estime qu'il a 1/3 de chances de vivre respectivement jusqu'à 60 ans, 70 ans et 80 ans. Son point de référence sera donné par : $\tilde{r} = (60, 70, 80 ; 1/3, 1/3, 1/3)$. Vivre de manière certaine jusqu'à 70 ans lui donne alors une utilité égale à $1/3u(70|60) + 1/3u(70|70) + 1/3u(70|80)$ et est à l'origine de sensations contradictoires. D'un côté, en comparant sa situation à la plus mauvaise des situations possibles, l'individu se sentira subjectivement dans le domaine du gain. De l'autre, comparé à ce qui pouvait lui arriver de mieux (vivre jusqu'à 80 ans), l'individu ressentira une sensation de perte, d'autant plus forte qu'il est averse aux pertes.

L'utilisation du point de référence stochastique $\tilde{r}$ dans l'équation (2) implique que l'anticipation de la détérioration de la santé produit l'adaptation à cette détérioration. Pour le voir, supposons que le niveau de santé de l'individu se détériore d'un montant *l* et passe de h (qui était aussi le point de référence initial) à $h - l$. Si l'individu a anticipé cette détérioration avec une probabilité $p > 0$, son point de référence est $\tilde{r} = (h - l, h ; p, 1 - p)$ de sorte que son niveau d'utilité est donné par $U(h - l \mid \tilde{r}) = pu(h - l, h - l) + (1 - p)u(h - l, h)$ avec $U(h - l \mid \tilde{r}) > U(h - l \mid h)$. Ainsi dès lors que $0 < p < 1$, l'individu s'adapte partiellement à la dégradation de sa santé avec une intensité qui reflète la probabilité de cette dégradation. Il n'y a pas d'adaptation si l'individu était à tort persuadé de conserver le niveau de santé *h* ($p = 0$). Inversement, le processus d'adaptation à une perte est maximum lorsque $p = 1$[3]. Un point important à souligner ici toutefois est que même dans ce cas, $U(h - l \mid h - l) < U(h \mid h)$, ce qui signifie que l'adaptation n'est pas complète. L'individu s'adapte à la détérioration de santé au sens où la sensation additionnelle consécutive à une perte inattendue de santé disparaît. Cependant, son utilité finale qui correspond à son utilité intrinsèque, diminue, ce qui correspond assez bien à ce qui est observé en pratique, où l'adaptation est rarement complète.

---

[3] De manière générale, on peut dire que si le point de référence $\tilde{r}_1$ domine stochastiquement un autre point de référence $\tilde{r}_2$, alors $U(h \mid \tilde{r}_2) \geq U(h \mid \tilde{r}_1)$. Cette propriété étend donc au cas d'un point de référence stochastique l'idée que, pour tout niveau de santé *h*, un individu préfère un point de référence plus faible.

Avant que le niveau de santé soit connu, celui-ci prend la forme d'une variable aléatoire $\tilde{h} = (h_1, h_2 ..., h_n; p_1; p_2; ..., p_n)$ avec $\sum_{i=1}^{n} p_i = 1$. Et l'individu ne peut qu'estimer son niveau d'utilité future. On suppose qu'il le fait en recourant à l'utilité espérée, laquelle est donnée par :

$$EU(\tilde{h} \mid r) = \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{m} p_i \pi_j u(h_i \mid r_j) \tag{3}$$

La fonction décrite en (3) indique que l'utilité espérée est égale à la somme, pondérée par les probabilités, des utilités associées à chaque niveau de santé possible, l'utilité de chaque niveau de santé possible correspondant à l'utilité moyenne que l'individu ressent lorsqu'il compare ce niveau de santé avec chacun des points de références.

Dans le cas où les différents points de référence correspondent uniquement aux niveaux futurs possibles anticipés de santé de l'individu, et où les poids π_j correspondent aux probabilités de réalisation p_j de ces événements estimées par l'individu, on a : $\tilde{h} = \tilde{r}$ de sorte que :

$$EU(\tilde{h} \mid \tilde{r}) = \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} p_i p_j u(h_i \mid r_j) \tag{4}$$

Cette dernière spécification, que nous retenons dans un premier temps, est celle adoptée par Koszegi et Rabin (2006) pour endogénéiser le point de référence dans une fonction d'utilité à plusieurs biens. Elle permet de réduire le nombre de variables indépendantes du modèle puisque $\pi_j = p_j$ et intègre comme on l'a vu un mécanisme d'adaptation automatique à travers l'effet des anticipations sur le point de référence.

2.2 Utilité espérée et probabilité de guérison

Considérons maintenant un individu qui vient de subir une dégradation de sa santé $(-l)$ et qui possède désormais le niveau de santé $h - l$. Supposons qu'il doive encore vivre une période seulement et notons p la probabilité de guérir à la période future. Son espérance d'utilité est donnée par :

$$EU(\tilde{h},r) \quad = p \underbrace{U(h\,|\,r)}_{\text{utilité totale s'il guérit}} + (1-p) \underbrace{U(h-l,r)}_{\text{utilité totale s'il } ne \text{ guérit } pas} \tag{5}$$

Si $r = \tilde{h} = (h, p; h-l, 1-p)$, alors en remplaçant dans la précédente expression, puis en utilisant l'expression de $U(h\,|\,r)$ donnée par (1), on a après réarrangement :

$$EU(\tilde{h},\tilde{h}) = m(h\text{-}l) + p[\underbrace{m(h) - m(h\text{-}l)}_{>0}] + p(1\text{-}p)[\underbrace{\mu(h\,|\,h\text{-}l) + \mu(h\text{-}l\,|\,h)}_{<0 \text{ si aversion aux pertes}}] \tag{6}$$

Notons $\mu(h\,|\,h\text{-}l) + \mu(h\text{-}l\,|\,h) = \delta$. Il représente l'effet additionnel net sur l'utilité de la somme de la sensation de perte et de la sensation de gain. On voit qu'en présence d'aversion aux pertes, l'espérance d'utilité globale est inférieure à l'espérance d'utilité intrinsèque représentée par la somme les 2 premiers termes à droite du signe égal.

Le changement d'utilité espérée consécutif à l'apparition d'un espoir de guérison (de $p = 0$ à $0 < p < 1$) est donné par $\Delta EU = EU_{|0<p<1} - EU_{|p=0}$: Etant donné l'équation (1), on a $EU_{|p=0} = m(h-l)$ et donc:

$$\Delta EU \quad = p[\underbrace{m(h) - m(h\text{-}l)}_{>0}] + p(1\text{-}p)[\underbrace{\mu(h\,|\,h\text{-}l) + \mu(h\text{-}l\,|\,h)}_{=\delta}] \tag{7}$$

où l'on voit que $\Delta EU < 0$ si $-\delta > \dfrac{m(h) - m(h\text{-}l)}{1-p}$, autrement dit si l'aversion aux pertes est non nulle est suffisamment importante. On peut synthétiser cette idée dans la proposition suivante :

<u>Proposition 1</u> *: Si l'aversion aux pertes est suffisamment forte, alors une probabilité non nulle de guérison peut réduire l'utilité espérée de l'individu.*

Pour comprendre l'origine de ce résultat, il faut voir que quand $p > 0$, l'équation (7) montre que trois effets surviennent. L'individu a :

i) une probabilité $p > 0$ de gagner $m(h) - m(h\text{-}l)$

ii) une probabilité $p > 0$ une connaître une sensation additionnelle de gain égale à $(1-p)\mu(m(h) - m(h\text{-}l))$.

iii) Une probabilité $(1-p)$ de connaître une sensation de perte égale à $p\mu(m(h-l) - m(h)\,)$.

Les deux premiers effets jouent positivement contrairement au dernier qui joue négativement. En l'absence d'aversion aux pertes, les effets *ii)* et *iii)* s'annulent. Mais si l'aversion aux pertes est suffisamment importante, *iii)* peut dominer les effets cumulés de *i)* et *ii)*. Autrement dit, une probabilité non nulle de guérir peut devenir une mauvaise chose, si elle conduit l'individu à réviser très fortement à la hausse son point de référence et la sensation de perte qui s'en suit si la guérison ne devait pas intervenir.

On peut par ailleurs établir la proposition voisine suivante :

<u>Proposition 2</u> *: Si l'aversion aux pertes est suffisamment forte et si* $p < 0{,}5$, *une hausse marginale de la probabilité de guérison peut réduire l'utilité espérée de l'individu.*

Preuve : La variation d'utilité espérée consécutive à une hausse marginale de la probabilité p est donnée par:

$$\frac{\partial EU(\tilde{h},\tilde{h})}{\partial p} = \underbrace{m(h) - m(h\text{-}l)}_{>0} + (1\text{-}2p)\underbrace{\delta}_{\leq 0} \qquad (8)$$

et donc $$\frac{\partial EU(\tilde{h},\tilde{h})}{\partial p} < 0 \quad \Leftrightarrow \quad \underbrace{-\delta}_{\geq 0}(1-2p) > \underbrace{m(h) - m(h-l)}_{>0} \qquad (9)$$

où $(1-2p) > 0$ si $p < 0{,}5$.

L'intuition de la proposition (2) est très proche. Une hausse marginale de la probabilité de guérison exerce aussi trois effets:

i) Elle augmente la probabilité de bénéficier d'une hausse de l'utilité intrinsèque : $m(h) - m(h\text{-}l)$

ii) Elle augmente la probabilité de bénéficier d'une sensation additionnelle de gain mais simultanément réduit l'intensité de cette sensation en raison d'une élévation du point de référence.

iii) Elle réduit la probabilité d'obtenir une sensation de perte tout en augmentant simultanément l'intensité de cette sensation en raison d'une hausse du point de référence.

L'aversion aux pertes, à nouveau, est requise pour éviter que les effets *ii)* et *iii)* s'annulent mutuellement. Mais cette fois-ci, l'effet paradoxal d'une hausse marginale de p sur l'utilité espérée n'est possible que si $p < 0,5$. Autrement dit, quand la probabilité initiale de guérison est déjà élevée, l'individu désire toujours voir cette probabilité augmenter.

2.3 Développements complémentaires

Le raisonnement précédent peut être étendu de plusieurs manières.

• Changement du point de référence

Pour prendre en compte certaines spécifications du processus d'adaptation, il est aussi possible de considérer que les poids π_j que les individus attribuent à chaque niveau de santé possible diffèrent des probabilités objectives p_j. Dès qu'il existe un espoir objectif de guérison ($p > 0$), l'individu peut par exemple vouloir attribuer au niveau de santé précédent la maladie *(h)* un poids supérieur à sa probabilité ($\pi > p$). On peut aussi imaginer que dès que la probabilité de guérison atteint un certain seuil $\overline{p}$, l'individu ne s'adapte plus du tout et considère h comme son point de référence, auquel cas on a $\pi(p) = 1$ pour $p \geq \overline{p}$. Dans ce problème, l'espérance d'utilité est toujours donnée par l'expression (5). Cependant, avec cette fois-ci $r = (h, h-l; \pi, 1-\pi)$, l'expression (6) devient :

$$EU(\tilde{h}, r) = m(h-l) + p[m(h) - m(h-l)] + p(1-\pi)\mu(h \mid h-l) + (1-p)\pi\mu(h-l \mid h) \qquad (10)$$

L'espérance d'utilité est plus faible dès que $\pi > p$. En l'absence d'aversion aux pertes, $\mu(h \mid h-l) = -\mu(h-l \mid h)$, ce qui implique que :

$$EU(\tilde{h}, r) - U(h-l, h-l) \quad = p\left[m(h) - m(h-l)\right] + \underbrace{\mu(h \mid h-l)(p-\pi)}_{<0 \ if \, \pi > p} \qquad (11)$$

On voit que dès que $\pi > p$, l'utilité espérée peut être plus faible si l'individu a encore un espoir de guérison, et ceci même en l'absence d'aversion aux pertes. Cette dernière n'est donc plus une condition nécessaire à la survenue du paradoxe.

• Sous-estimation de la capacité d'adaptation hédonique

De très nombreux travaux ont montré que, contrairement aux hypothèses sous-jacentes à l'expression (4), l'individu sous-estimait typiquement sa capacité à s'adapter aux événements négatifs comme celui d'une détérioration brutale de la santé[4]. Dans le cadre de notre modèle une manière d'introduire cette sous-estimation de l'adaptation consiste à considérer que l'individu attribue à l'état de santé favorable un poids supérieur au poids qu'il devrait lui attribuer s'il anticipait pleinement le degré avec lequel il va s'adapter ($\pi^e < \pi$). La certitude d'une dégradation définitive de sa santé ne génère plus alors au même degré l'anticipation d'une meilleure adaptation. En remplaçant π par π^e dans les expressions (7) et (8) précédentes, il apparaît clairement que l'individu a moins de chances de refuser une probabilité positive de guérison. Dans le cas extrême où l'individu n'anticipe pas du tout d'adaptation ($\pi^e = 0$) et considère son niveau de santé passé *h* comme son point de référence, il valorise automatiquement tout espoir d'une guérison.[5]

• Augmentation du nombre de périodes restant à vivre

Reprenons l'exemple précédent d'un individu venant de subir une dégradation de sa santé $(-l)$ et qui possède désormais le niveau de santé $h-l$. Supposons qu'il doive encore vivre non pas une mais *n* périodes. Son point de référence à chaque période *t* est donné par l'anticipation en *t-1* de son niveau de santé en *t*. Notons *p* la probabilité de guérir en *t* s'il était toujours malade en *t-1*. Par simplicité, *p* est constant et ne change pas dans le temps. En outre, si la guérison survient, elle est définitive. Deux cas sont maintenant possibles à chaque période :

i) L'individu guérit en *t-1*, obtient une utilité additionnelle temporaire provenant d'une sensation de gain pendant cette période et anticipe maintenant avec certitude le niveau de santé *h* en *t*, qui devient alors son point de référence.

ii) L'individu ne guérit pas en *t-1* de telle sorte que son point de référence stochastique en *t* reste donné par $\tilde{r}_t = (h, p\ ; h-l, 1-p)$

---

[4] Par exemple, Baron et al. (2003), Boyd et al. (1990), Buick & Petrie (2002), Lacey et al., (2008), Ubel et al., (2001,2005).

[5] On a $EU(\tilde{h}, h) - U(h-l, h-l) = p[m(h) - m(h-l)] + p\mu(h \mid h-l) > 0$

L'expression de l'espérance d'utilité devient plus lourde et plus difficile à manipuler puisqu'il faut considérer la possibilité d'une guérison à chaque période (voir annexe). Dans le cas simplifié où il n'a à vivre encore que n=2 périodes, son espérance d'utilité est égale à :

$$\begin{aligned} EU(\tilde{h}\,|\,r) = p \underbrace{U(h\,|\,r)+U(h\,|\,h)}_{\substack{\text{Utilité totale sur les 2 périodes} \\ \text{si l'individu guérit à la première période}}} \\ + p(1-p) \underbrace{U(h-l,r)+U(h,r)}_{\substack{\text{Utilité totale sur les 2 périodes} \\ \text{si l'individu guérit à la première période}}} + (1-p)^2 \underbrace{U(h-l,r)+U(h-l,r)}_{\substack{\text{Utilité totale sur les 2 périodes} \\ \text{s'il ne guérit pas au cours des 2 périodes}}} \end{aligned} \quad (12)$$

Le principal changement par rapport au cas à une période est que l'individu tient compte du fait que la sensation additionnelle de gain, si la guérison survient, n'est que temporaire, l'individu ayant pour les périodes restantes une utilité égale à $U(h,h) = m(h)$. Les résultats précédents, eux restent inchangés (voir annexe). Lorsque $r = \tilde{h}$, la proposition (1) est directement généralisable au cas à *n* périodes. En présence d'aversion aux pertes, une hausse marginale de la probabilité de guérison peut toujours réduire l'utilité espérée de l'individu si la probabilité de guérison est suffisamment faible et inférieure à un seuil donné qui décroit avec le nombre de périodes considéré.

3. Discussion et conclusion

Résumée simplement, l'approche précédente indique qu'un individu dont la santé s'est brutalement détériorée peut préférer n'avoir aucun espoir de guérison plutôt qu'un faible espoir qui lui interdit de s'adapter à l'état pourtant le plus probable. Les études empiriques ici sont rares mais il existe un certain nombre d'observations indirectes intéressantes qui vont dans le sens de ce paradoxe. Moulton *et al.* (1991), par exemple, ont étudié l'impact d'un test de dépistage du SIDA sur un échantillon d'hommes homosexuels et ont trouvé que ceux qui avaient été testés positivement affichaient moins de désespoir et de détresse que les individus à qui on n'avait pas encore notifié le résultat. Un résultat semblable a été obtenu pour la notification du test de la maladie de Huntington par Wiggins *et al.* (1992). Ces éléments n'indiquent pas bien sûr qu'un individu *préférerait* renoncer à l'espoir de ne pas être contrôlé positif mais elles montrent au minimum l'action jouée par la réduction de l'incertitude sur l'adaptation. Une observation plus directement reliée aux résultats du modèle concerne le comportement des parents ou des médecins qui minimisent voir cachent parfois aux patients la possibilité d'une guérison future lorsque celle-ci est très peu probable, pour éviter de créer de faux espoirs et faciliter le processus d'adaptation[6]. On sait par ailleurs, qu'en présence d'un cancer à un stade avancé, certains patients refusent en toute conscience un traitement comme la chimiothérapie même si celui-ci peut leur donner un faible espoir de rémission. A côté des contraintes et des effets indésirables du traitement qui sont mis en balance avec la faible probabilité de guérison ou de rémission, il y a aussi souvent l'anticipation d'une adaptation à la maladie qui prend la forme d'une meilleure acceptation de celle-ci et de la volonté de vivre au mieux les années ou mois restants.

Même si les éléments précédents montrent que le paradoxe du refus d'une probabilité positive de guérison peut être observé dans certaines circonstances, il reste circonscrit à certains contextes très particuliers. Et l'approche théorique précédente permet de comprendre pourquoi. Une condition nécessaire est d'abord que la probabilité de guérison ne soit pas trop élevée. Sauf préférences particulières, personne ne refusera donc un traitement non contraignant qui lui donne une chance raisonnable de guérir. Ensuite, comme on l'a vu, pour qu'un tel choix puisse être observé, il faut que les individus anticipent pleinement leur adaptation. Or l'une des principales conclusions de la littérature économique et psychologique sur le phénomène de l'adaptation est que les individus sous-estiment leur capacité d'adaptation. Si les individus ne perçoivent pas que l'abandon de tout espoir de guérison modifiera leur point de référence, ils ne peuvent pas y trouver un intérêt. Enfin la dernière condition essentielle pour que l'individu décline un espoir de guérison est qu'il ne parvienne pas à s'adapter au moins partiellement à la détérioration de sa santé même si la persistance de cet état est devenue pour lui hautement probable. A nouveau, cette condition est rarement observée. Après tout, dans la plupart des maladies et handicaps, il y a presque toujours un espoir même très faible d'une rémission, d'un nouveau traitement ou d'une nouvelle avancée médicale. Et la quasi-universalité de l'adaptation à la maladie observée empiriquement montre que cette incertitude n'empêche pas en pratique la plupart des individus de s'adapter.

Une manière de prolonger l'interrogation sur les conséquences de l'adaptation à une détérioration de la santé lorsqu'il existe un espoir de guérison est de dépasser l'approche

---

[6] Inversement, lorsque le patient ne peut pas être guéri, beaucoup de médecins choisissent au contraire d'entretenir au moins dans un premier temps la possibilité d'une guérison pour laisser le temps aux patients de s'adapter à leur nouvelle condition (Weeks et al., 2006)

statique présentée ici pour considérer le cas plus réaliste où l'individu peut modifier son effort à chaque période. Si l'adaptation prend place progressivement, il est possible que l'individu valorise moins, peu à peu, l'espoir de guérir. A côté des contraintes de tout traitement (coûts, hospitalisation, suivi, effets indésirables), cela pourrait contribuer à expliquer pourquoi en pratique, les individus ont beaucoup de difficultés à respecter les contraintes de leur traitement : Ils s'habituent à leurs conditions, et dans les cas extrêmes, à l'idée qu'ils vont mourir.

4. Références

Albrecht, G. L., Devlieger, P. J., (1999) The disability paradox: High quality of life against all odds. *Social Sciences and Medecine*, 48, 977–988.

Baron, J., Asch, D. A., Fagerlin, A., Jepson, C., Loewenstein, G., Riis, J., et al., (2003): Effect of assessment method on the discrepancy between judgments of health disorders people have and do not have: A web study. *Medical Decision Making*, 23, 422-434.

Boyd, N., Sutherland, H. J., Heasman, K. Z., Tritcher, D. L., Cummings, B. (1990): Whose utilities for decision analysis? *Medical Decision Making*, 10, 58–67.

Buick, D.L., Petrie, K. J. (2002): "I know just how you feel": The validity of healthy women's perceptions of breast cancer patients receiving treatment. *Journal of Applied Social Psychology*, 32, 110–123.

Frederick, S., & Loewenstein, G. (1999). Hedonic adaptation. In D. Kahneman, E. Diener, and N. Schwartz (Eds.) *Scientific Perspectives on Enjoyment, Suffering, and Well-Being*. New York: Russell Sage Foundation.

Gilbert, D. T, Ebert, J.E., (2002) Decisions and Revisions: The affective forecasting of Changeable Outcomes. *Journal of Personality and Social Psychology*, 82 (4), 503-514.

Gjerde, J., Grepperudb, S., Kverndokk, S., (2005) On adaptation and the demand for health. *Applied Econonomics*, 37, 1283-1301.

Groot, W.,(2000) Adaptation and scale of reference bias in self-assessments of quality of life. *Journal of Health Economics*. 19, 403-420

Kahneman, D., & Tversky, A. (1979). Prospect theory: An analysis of decision under risk. *Econometrica*, 47, 263-291.

Koszegi B., Rabin M. (2006) A Model of Reference-Dependent Preferences. *The Quarterly Journal of Economics*, 2006, 121 (4), 1133–1165.

Lacey, H.P., Fagerlin, A., Loewenstein, G., Smith, D.M., Riis J., Ubel P.A. (2008): Are they really that happy? Exploring scale recalibration in estimates of well-being, *Health Psychology*. 27(6), 669-75

Macé, S., Le Lec, F., (2011). On fatalist long-term health behavior. *Journal of Economics Psychology*, 32 (3), 434-439.

Moulton, J. M., Stempel, R. R, Bacchetti, P., *et al.* (1991). Results of a one-vear longitudinal study of HIV antibody test notification from the San Francisco General Hospital cohort. *Journal of AIDS, 4*, 787-94

Oswald, A., Powdthavee, N. (2008), "Does happiness adapt? A longitudinal study of disability with implications for economists and judges". *Journal of Public Economics*. 92(5-6), 1061-1077.

Riis J., Loewenstein G., Baron J., Jepson C., Fagerlin A., Ubel P. (2005): Ignorance of hedonic adaptation to hemodialysis: A study using ecological momentary assessment. *Journal of Experimental Psychology*. 134(1), 3-9

Sheldon, K. M., & Lyubomirsky, S. (2012). The challenge of staying happier: Testing the Hedonic Adaptation Prevention model. *Personality and Social Psychology Bulletin, 38,* 670-680.

Wiggins, S., Whyte *et al.* (1992). The psychological consequences of predictive testing for Huntington's disease. *New England Journal of Medicine, 327*, 1401-5

Wilson, T., Centerbar, D., Kermer, D., Gilbert, D. (2005) The pleasures of uncertainty: Prolonging Positive Moods In Ways People do Not Anticipate. *Journal of Personality and Social Psychology*, 88 (1), 5-21.

Winter, L., Parker, B. (2007) Current Health and preferences for life prolonging treatments: an application of prospect theory to end-of-life decision making. *Social Sciences and Medicine*, 65, 1695–1707.

Schwartz A., Goldberg Julie (2008) Prospect theory, reference points, and health decisions. *Judgment and Decision Making*, 3(2),174–180

Ubel PA, Loewenstein G, Hershey J, *et al.* (2001): Do nonpatients underestimate the quality of life associated with chronic health conditions because of a focusing illusion? *Medical Decision Making*, 21(3), 190–199

Ubel, P., Loewenstein, G., Schwarz, N., Smith, D. (2005): Misimagining the unimaginable: The happiness gap and healthcare decision making. *Health Psychology*, 24(4), S577-S62

Weeks et al., (2006) Patient's Expectations about effects of Chemotherapy for Advanced Cancer. *The New England Journal of Medecine*, 367, 1616-1625.

Wu, S. (2001) Adapting to heart conditions: A test of the hedonic treadmill. *Journal of Health Economics*. 20, 495–508

Annexe : Le cas à 2 périodes

Dans le cas à 2 périodes décrit dans le corps principal du texte, l'espérance d'utilité est donnée de manière générale par :

$$EU(\tilde{h}|r) = p \underbrace{U(h|r)+U(h|h)}_{\substack{\text{Utilité totale sur les 2 périodes} \\ \text{si l'individu guérit à la première période}}} + p(1-p)\underbrace{U(h-l,r)+U(h,r)}_{\substack{\text{Utilité totale sur les 2 périodes} \\ \text{si l'individu guérit à la 2}^{\text{e}}\text{ période}}} + (1-p)^2 \underbrace{U(h-l,r)+U(h-l,r)}_{\substack{\text{Utilité totale sur les 2 périodes} \\ \text{s'il ne guérit pas au cours des 2 périodes}}} \quad \text{(A1)}$$

En réarrangeant, il va :

$$EU(\tilde{h},r) = U(h|r)\underbrace{[2p-p^2]}_{\geq 0} + U(h|h)p + U(h-l,r)\underbrace{[2-3p+p^2]}_{>0} \quad \text{(A2)}$$

En posant $r = \tilde{h} = (h, h-l; p, 1-p)$ puis en en utilisant l'expression de $U(h|r)$ donnée par (1), on a après réarrangement :

$$EU(\tilde{h},\tilde{h}) = 2m(h-l) + (3p-p^2)\left[m(h)-m(h-l)\right] + (2p-3p^2+p^3)\left[\mu(h|h-l)+\mu(h-l|h)\right] \quad \text{(A3)}$$

Soit $\Delta EU = EU_{|0<p<1} - EU_{|p=0}$, on a alors :

$$\Delta EU = \underbrace{(3p-p^2)}_{>0}\left[m(h)-m(h-l)\right] + \underbrace{(2p-3p^2+p^3)}_{>0}\underbrace{\left[\mu(h|h-l)+\mu(h-l|h)\right]}_{=\delta<0 \text{ en cas d'aversion aux pertes}} \quad \text{(A4)}$$

et $$\frac{\partial Eu(\tilde{h}|\tilde{h})}{\partial p} = \underbrace{(3-2p)}_{>0}\left[m(h)-m(h-l)\right] + \underbrace{(2-6p+3p^2)}_{>0 \text{ si } p<0.45}\underbrace{\left[\mu(h|h-l)+\mu(h-l|h)\right]}_{=\delta<0 \text{ en cas d'aversion aux pertes}} \quad \text{(A5)}$$

(A4) montre que $\Delta EU < 0$ si l'aversion aux pertes est suffisamment élevée. L'équation (A5) implique par ailleurs que :

Si $p < 0.45$, alors $$\frac{\partial Eu(\tilde{h}|\tilde{h})}{\partial p} < 0 \Leftrightarrow \left[m(h)-m(h-l)\right]\frac{(3-2p)}{\underbrace{(2-6p+3p^2)}_{>0}} < \delta \quad \text{(A6)}$$

Ainsi, si l'aversion aux pertes est suffisamment forte et si $p < 0,45$, une hausse marginale de la probabilité de guérison peut réduire l'utilité espérée de l'individu.

Notons enfin que lorsqu'on étend à *n* périodes, on peut montrer que :

$$
\begin{aligned}
EU(\tilde{h},r) \quad &= p\underbrace{\left[U(h\,|\,r)+(n-1)U(h\,|\,h)\right]}_{\substack{\text{Utilités sur l'ensemble des périodes} \\ \text{si guérison à la 1}^{\text{e}}\text{ période}}} \\
&+\sum_{k=1}^{n-1}(1-p)^k\, p\left[kU(h-l,r)+U(h,r)+(n-k-1)U(h,h)\right] \qquad \text{(A7)} \\
&+(1-p)^n \quad \underbrace{nU(h-l,r)}_{\substack{\text{Utilité sur l'ensemble des périodes} \\ \text{en l'absence de guérison}}}
\end{aligned}
$$

L'expression devient très lourde et difficile à manipuler. Comme le passage à *n* périodes ne change pas les conclusions du modèle, elle n'est pas traitée ici. Un raisonnement par récurrence montre toutefois qu'une condition nécessaire pour que $\frac{\partial Eu(\tilde{h}\,|\,\tilde{h})}{\partial p} < 0$ est que *p* soit inférieure à un seuil qui décroît avec le nombre de périodes.