

Comment intégrer le risque dans le calcul économique ?

Christian Gollier
Université de Toulouse (IDEI et LERNA)
Février 2005

Résumé : Dans cet article, j'explique pourquoi il est raisonnable d'actualiser des coûts et bénéfices futurs sans risque à 4% à court terme et à 2% à long terme. La prise en compte du risque du projet d'investissement doit se faire par l'imputation de primes de risque aux cash-flows futurs plutôt que par une hausse arbitraire du taux d'actualisation. Il faut aussi tenir compte des valeurs d'option de report de l'investissement. Ceci montre que la baisse du taux d'actualisation récemment proposée par le Commissariat au Plan ne devrait pas augmenter massivement le nombre de projets d'investissement public dont la VAN est positive, si la prise en compte du risque est convenablement intégrée au calcul économique.

1. Introduction

En Janvier 2005, le Commissariat Général au Plan remettait un rapport préconisant la baisse du taux (réel) d'actualisation de 8 à 4%, et même 2% pour des horizons temporels supérieurs à 30 ans. A cette occasion, une critique récurrente s'éleva pour prédire une augmentation massive des projets d'investissements publics franchissant le test de la valeur actualisée nette (VAN) positive, en particulier pour les projets aux bénéfices s'étalant sur le très long terme (lutte contre l'effet de serre, biodiversité, gestion des déchets). Or, l'Etat français ne prévoit ni d'augmenter la pression fiscale, ni de creuser son déficit pour faire face au financement de ces investissements. Le risque serait donc de voir le politique choisir arbitrairement ceux de ces projets qu'il mettrait en œuvre ; un échec évident du calcul économique.

Le choix d'un taux de 8% en 1985 avait été justifié en partie par la nécessité d'intégrer une prime de risque dans le calcul économique public. Evidemment, cette méthode consistant à réduire les VAN de tous les projets en augmentant uniformément le taux d'actualisation est critiquable à plus d'un point de vue. Elle ne peut être justifiée que si tous les projets d'investissement publics en concurrence de financement ont des risques comparables autant en intensité qu'en corrélation avec le risque macroéconomique, et qu'en étalement dans le temps. Dans le cas contraire, le choix d'un taux uniforme de 8% pénalise injustement les projets les moins risqués, ou ceux dont les incertitudes sont les plus éloignées dans le temps. Ce sont les raisons pour lesquelles le rapport de Janvier 2005 rejette cette méthode et propose d'intégrer le risque dans l'évaluation de cash-flows équivalent certains plutôt que dans le choix du taux d'actualisation, c'est-à-dire qu'il propose d'intégrer le risque dans le numérateur plutôt que dans le dénominateur de la VAN.

Cette méthode a plusieurs avantages. Avant tout, elle rend au taux d'actualisation sa vraie fonction, celle d'un taux de change entre consommation future certaine et consommation immédiate. En conséquence, elle réaffirme la règle indispensable de l'unicité du taux d'actualisation.

Mais si le risque n'est pas imputé au taux d'actualisation, comment celui-ci doit-il être intégré au calcul ? Force est de constater qu'une faiblesse du rapport est de ne pas décrire avec précision la manière dont ceci doit être fait. Pourtant, tout indique que cette question est

critique dans le processus d'évaluation. Ainsi, le capital sans risque a été rémunéré à un taux réel proche de zéro pourcent durant le vingtième siècle, alors que, globalement, le capital risqué a été rémunéré à un taux bien supérieur durant la même période. Rappelons en effet que le rendement d'un panier représentatif des actions françaises a été rémunéré à un taux réel annuel moyen de 4% durant le siècle écoulé, et que ce rendement a atteint 6,9% outre Atlantique (Dimson et al., 2000). Si on rajoute une telle prime de risque au nouveau taux d'actualisation sans risque du Plan, on retrouve globalement le taux de 8%. Néanmoins, comme indiqué ci-dessus, ce calcul ne peut être qu'indicatif, pour le cas très spécifique d'un projet d'investissement public dont le risque dupliquerait le risque du marché des actions. Ceci nous donne malgré tout une information importante : si le risque est convenablement intégré au calcul économique dans le numérateur, il ne faut pas s'attendre a priori à une augmentation massive des projets d'investissement franchissant le test de la VAN positive. Seuls les projets à *faible risque* dont le taux de rendement interne est compris entre 4% et 8% franchissent maintenant ce test, alors qu'ils ne les franchissaient pas avant la réforme.

Ceci pose à nouveau le problème de l'évaluation du risque dans le calcul économique. Les objectifs de cet article consistent à rappeler les quelques règles simples de la théorie moderne de la finance qui régissent cette évaluation.

2. Justification de la VAN en incertitude

On considère une économie « à la Lucas (1978) » en temps discret, avec un agent représentatif éternel. L'existence d'un agent représentatif dans une économie hétérogène est démontrée par exemple par Constantinides (1982). Gollier (2001a) montre comment prendre en compte l'inégalité des richesses dans le calcul économique. L'espérance de vie infinie de l'agent représentatif signifie implicitement que les consommateurs intègrent les préférences de leurs descendants comme si c'étaient les leurs. Cet agent représente les générations présentes et futures.

Dans ce modèle, je ne cherche pas à expliquer la croissance économique. Elle prend la forme d'un vecteur exogène de variables aléatoires (c_0, c_1, c_2, \dots) de dimension infinie, où c_t représente la consommation par habitant à la date t . On suppose connue la distribution de probabilité de ce vecteur, conditionnellement à toutes les informations disponibles aujourd'hui ($t=0$). Cette distribution caractérise le risque macroéconomique et son évolution dans le temps. Le bien-être intertemporel de l'agent représentatif est mesuré par la valeur actuelle de son flux d'espérance d'utilité future :

$$V_0 = \sum_{t=0}^{\infty} e^{-\delta t} Eu(c_t).$$

Le paramètre de préférence pure pour le présent est noté δ . La fonction d'utilité u est supposée croissante et concave.

On considère un projet d'investissement caractérisé par un vecteur de cash-flows aléatoires (X_0, X_1, X_2, \dots) , où X_t est le bénéfice net des coûts à la date t généré par l'investissement. On suppose connue la distribution de probabilité de ces cash-flows, ainsi que leur corrélation avec le risque macroéconomique.

Les bénéfices et les coûts du projet sont équitablement partagés par les consommateurs. Soit ε la part des cash-flows nets perçus par chaque consommateur. Si le

Calcul économique et risque

projet d'investissement est réalisé, l'agent représentatif obtiendra un niveau de bien-être égal à

$$V_1 = \sum_{t=0} e^{-\delta t} Eu(c_t + \varepsilon X_t).$$

Evidemment, le projet est socialement désirable si l'agent représentatif voit son bien-être intertemporel augmenté grâce à la réalisation de l'investissement, c'est-à-dire si V_1 est supérieur à V_0 . Comme on suppose une population de grande taille, la part ε est très petite. En conséquence, V_1 est supérieur à V_0 si

$$\frac{\partial}{\partial \varepsilon} \left[\sum_{t=0} e^{-\delta t} Eu(c_t + \varepsilon X_t) \right] \Bigg|_{\varepsilon=0} > 0,$$

ou encore si

$$\sum_{t=0} e^{-\delta t} EX_t u'(c_t) > 0.$$

Comme X_0 et c_0 sont certains, on peut réécrire cette condition nécessaire et suffisante comme

$$VAN = X_0 + \sum_{t=1} e^{-r_t} B_t > 0, \quad (1)$$

avec

$$e^{-r_t} = e^{-\delta t} \frac{Eu'(c_t)}{u'(c_0)} \quad (2)$$

et

$$B_t = \frac{EX_t u'(c_t)}{Eu'(c_t)}. \quad (3)$$

On voit que le projet d'investissement est socialement désirable si sa VAN exprimée par (1) est positive. Le taux d'actualisation r_t défini par (2) est indépendant du projet considéré. Il est donc unique et universel, mais peut varier en fonction de la maturité t du cash-flow. Par contre, le cash-flow équivalent certain B_t dépend à la fois des incertitudes sur c_t et sur X_t . Ainsi, on voit que nous avons effectivement séparé les problématiques de choix de taux d'actualisation et de prise en compte du risque du projet. La formule (1) nous montre donc la procédure à suivre pour mener à bien l'évaluation des projets d'investissement.

Proposition : Lorsque les cash-flows (X_0, X_1, \dots) d'un projet d'investissement ainsi que les anticipations de croissance économique (c_0, c_1, \dots) sont incertains, ce projet est socialement efficace si sa valeur actualisée nette est positive. Cette VAN est évaluée en deux étapes : Pour chaque maturité t ,

1. *On calcule le bénéfice équivalent certain B_t à partir de la formule (3) ;*
2. *On actualise ce bénéfice au taux r_t défini par la formule (2).*

Finalemment, la VAN est obtenue en sommant ces bénéfices équivalents certains actualisés.

3. Choix du taux d'actualisation

Le taux d'actualisation socialement efficace dérivé de la formule (2) peut se réécrire comme

$$r_t = \delta - \frac{1}{t} \ln \left(\frac{Eu'(c_t)}{u'(c_0)} \right). \quad (4)$$

Cette formule se retrouve dans tous les livres de référence en finance, tel Cochrane (2001). Elle fonde la théorie moderne de la structure par terme des taux d'intérêt initiée par Vasicek (1977) et Cox, Ingersoll et Ross (1985). Elle est généralement traduite dans un cas très particulier, qui combine deux hypothèses supplémentaires. La première suppose que l'utilité marginale est une fonction puissance : $u'(c) = c^{-\gamma}$, où γ est l'indice relatif d'aversion au risque. La seconde hypothèse caractérise le processus de croissance exogène. Supposons pour l'instant que le logarithme de la consommation suive un mouvement Brownien de tendance connue μ et de volatilité σ . Ceci implique que $\ln c_t$ est normalement distribué d'espérance $c_0 e^{\mu t}$ et de variance $\sigma^2 t$. En combinant ces deux spécifications, on obtient que

$$\frac{Eu'(c_t)}{u'(c_0)} = E \exp(-\gamma(\log c_t - \log c_0)) = \exp(-\gamma(\mu t - 0.5\gamma\sigma^2 t)). \quad (5)$$

Dans la seconde égalité, j'ai utilisé la propriété bien connue selon laquelle l'approximation d'Arrow-Pratt est exacte dans le cas de risque normalement distribué et fonction exponentielle.¹ En combinant les équations (4) et (5), on obtient que

$$r_t = \delta + \gamma\mu - \frac{1}{2}\gamma^2\sigma^2. \quad (6)$$

Dans Gollier (2002a) et Gollier (2005), je donne une intuition à cette formule qui permet de déduire le taux d'actualisation efficace à partir des anticipations de croissance de l'économie et des préférences des agents. En bref, le taux d'actualisation socialement efficace a trois composantes, comme indiqué dans le membre de droite de l'équation (6). La première composante est le taux de préférence pure pour le présent, δ . La seconde composante est un effet richesse. Parce que l'agent représentatif anticipe une hausse de sa consommation ($\mu > 0$), un euro supplémentaire à l'avenir a un effet sur son utilité plus faible qu'un euro supplémentaire immédiat, puisque son utilité marginale est décroissante avec la consommation ($\gamma > 0$). Cet effet richesse est positif sur le taux d'actualisation, et incite à réduire nos efforts pour améliorer notre avenir. Pourquoi faire des sacrifices pour un avenir de toute façon plus riche que le présent ? Cet effet richesse est d'autant plus élevé que les anticipations de croissance sont optimistes, et que l'utilité marginale décroît rapidement. La troisième composante décrit un effet de précaution. Comme l'utilité marginale est convexe avec la consommation, une augmentation de l'incertitude sur la consommation future augmente la valeur d'un euro supplémentaire en t , telle que mesurée par l'espérance de

¹ Voir par exemple Gollier (2001b, page 57).

l'utilité marginale. L'incertitude réduit donc le taux d'actualisation. Exactement comme les ménages augmentent leur épargne lorsque leurs revenus futurs deviennent plus aléatoires, au niveau collectif, il est efficace d'accroître les investissements en situation d'incertitude macroéconomique. Cet effet précaution est croissant avec la volatilité σ de la croissance du PIB par habitant.

Calibrons l'équation (6). Durant le vingtième siècle, la croissance réelle du PIB par habitant a été en moyenne de $\mu \approx 2\%$ par an,² tandis que sa volatilité est estimée à $\sigma \approx 2\%$. Pour des raisons d'éthique intergénérationnelle, fixons $\delta=0$. Finalement, quelle valeur de γ retenir pour cette calibration ? Ce choix revêt effectivement une importance considérable. Les études autant expérimentales qu'économétriques sont très nombreuses, mais apportent une réponse contrastée à cette question. Je ne chercherai pas ici à synthétiser ces travaux. Je propose donc de faire une analyse par introspection. Supposons que votre richesse soit sujette à un risque de gain ou de perte de $\alpha\%$. Quel pourcentage π de votre richesse êtes-vous prêt à payer pour éliminer ce risque ? Le tableau 1 lie votre réponse π à cette question à votre indice relatif γ de votre aversion au risque. Au vu de ce tableau, il semble raisonnable de choisir une valeur de γ comprise entre 1 et 4. Suivant Hall (1988), je choisis $\gamma=2$.

	$\alpha=10\%$	$\alpha=30\%$
$\gamma=0,5$	$\pi=0,3\%$	$\pi=2,3\%$
$\gamma=1,0$	$\pi=0,5\%$	$\pi=4,6\%$
$\gamma=4,0$	$\pi=2,0\%$	$\pi=16,0\%$
$\gamma=10$	$\pi=4,4\%$	$\pi=24,4\%$
$\gamma=40$	$\pi=8,4\%$	$\pi=28,7\%$

Tableau 1 : Prime de risque π et aversion relative au risque γ .

Avec de telles anticipations de croissance et de telles préférences intertemporelles, il est socialement efficace de choisir un taux d'actualisation de 3,92%. L'effet richesse $\gamma\mu$ à lui seul conduit à sélectionner un taux d'actualisation de 4%, tandis que l'effet précaution $0.5\gamma^2\sigma^2$ réduit ce taux de seulement 0,08%. A court terme, l'incertitude est si faible qu'elle n'affecte pratiquement pas le taux d'actualisation socialement efficace.

Penchons-nous maintenant sur une question cruciale pour la problématique du développement durable : faut-il choisir un taux d'actualisation plus faible pour actualiser des cash-flow plus éloignés dans le temps ? D'un point de vue théorique, rien n'interdit a priori que ce taux r_t décroisse avec t . Néanmoins, la formule (6) nous montre que, sous la spécification étudiée ci-dessus, le taux d'actualisation est indépendant de l'horizon temporel. Il faut comprendre que les effets richesse et de précaution jouent en sens opposés lorsqu'on modifie la maturité étudiée. Plus on s'éloigne dans le temps, plus l'espérance de c_t est grande, ce qui doit nous inciter à choisir un taux d'actualisation croissant avec l'horizon temporel. Par contre, plus on s'éloigne dans le temps, plus l'incertitude sur c_t est importante, ce qui doit nous inciter à choisir un taux d'actualisation décroissant avec l'horizon temporel. Dans le cas où $u'(c) = c^{-\gamma}$ et où la croissance du logarithme de la consommation suit un Brownien constant, l'équation (6) montre que ces deux effets s'annihilent l'un l'autre.

² Il est nécessaire de rappeler ici que μ désigne l'espérance de croissance du logarithme de la consommation, qui est différent de l'espérance $\hat{\mu}$ du taux de croissance de la consommation. En fait, par le Lemme d'Ito, on a que $\hat{\mu} = \mu + 0.5\sigma^2$. Comme σ est petit, la différence est faible.

Gollier (2002b) relâche l'hypothèse $u'(c) = c^{-\gamma}$, tandis que Weitzman (2004) et Gollier (2004) relâchent l'hypothèse de mouvement Brownien constant. Deux justifications émergent qui peuvent justifier un taux d'actualisation décroissant. La première porte sur l'hypothèse d'un décrochage du trend de croissance μ d'un niveau élevé durant les T premières périodes à un trend de croissance μ' plus faible au-delà. Dans ce cas, les taux d'actualisation socialement efficace de court terme et de long terme correspondront à la formule (6) utilisée respectivement avec μ et μ' . La structure par terme du taux d'actualisation est donc décroissante dans ce cas, exactement comme la « yield curve » sur les marchés financiers peut être inversée lorsque l'on anticipe un retournement conjoncturel en phase haute du cycle macroéconomique.

La deuxième justification d'un taux d'actualisation décroissant est basée sur l'existence d'une relation convexe entre la variance de c_t et t , alors qu'elle était linéaire dans le cas Brownien constant. Il s'agit donc d'une situation où le risque est relativement plus important à long terme qu'à court terme, ceci par rapport au cas Brownien constant. Dans une telle situation, l'effet précaution va dominer à long terme, ce qui nous incite à choisir un taux d'actualisation plus petit à long terme qu'à court terme. Une telle situation se présente par exemple lorsqu'il existe une incertitude sur le paramètre μ du trend de croissance. Il semble en effet irréaliste de supposer que l'économie croîtra pour toujours autour d'un trend de 2%. Supposons alternativement que ce trend puisse prendre une valeur parmi n valeurs possibles μ_i , $i=1, \dots, n$, respectivement avec probabilité p_1, \dots, p_n . Dans ce cas, on obtient aisément une généralisation de la formule (5) :

$$\frac{Eu'(c_t)}{u'(c_0)} = \sum_{i=1}^n p_i \exp(-\gamma(\mu_i t - 0.5\gamma\sigma^2 t))$$

En utilisant la formule (4), on obtient la proposition suivante.

Proposition (Gollier (2004)) : Lorsqu'il existe une incertitude sur le trend de croissance μ du logarithme de la consommation par habitant, le taux d'actualisation r_t socialement efficace s'écrit comme suit :

$$r_t = \delta - 0.5\gamma^2\sigma^2 - \frac{1}{t} \ln \left(\sum_{i=1}^n p_i \exp(-\gamma\mu_i t) \right). \quad (7)$$

Contrairement au cas Brownien constant décrit par la formule (6), le taux d'actualisation est ici une fonction de l'horizon temporel t . On peut vérifier que cette fonction est décroissante en t , avec un taux à très court terme égal à

$$r_{t \rightarrow 0} = \delta + \gamma \left(\sum_{i=1}^n p_i \mu_i \right) - \frac{1}{2} \gamma^2 \sigma^2,$$

et un taux à long terme qui tend vers

$$r_{t \rightarrow \infty} = \delta + \gamma \min_i \mu_i - \frac{1}{2} \gamma^2 \sigma^2.$$

Ainsi, si on pense qu'il y a autant de chance que le trend de croissance soit de 1% ou 3%, le taux d'actualisation socialement efficace est égal à 3,92% à court terme, mais est égal à seulement 1,92% à long terme. En fait, dans une telle configuration, il est facile de vérifier que l'utilisation de la formule (7) dans le calcul économique revient à calculer la VAN deux fois, une fois avec un taux constant de 5,92% et une fois avec un taux constant de 1,92%, et de prendre comme VAN effective la moyenne de ces deux valeurs actualisées. Mathématiquement, ceci revient au même que de calculer la VAN une seule fois, mais avec le taux d'actualisation décroissant (7). La méthode basée sur la moyenne des VAN est évidemment singulièrement plus facile à mettre en œuvre.

4. Prise en compte du risque du projet

Revenons à la formule (1) qui définit la VAN du projet, et intéressons-nous maintenant au risque du projet lui-même. On peut interpréter B_t dans la formule (1) comme le « bénéfice équivalent certain » à imputer au projet à la date t , et donc à actualiser au taux r_t . La formule (3) caractérise la manière dont ce bénéfice équivalent certain doit être calculé. Le cas le plus simple correspond à la situation où le risque du projet est indépendant du risque macroéconomique, c'est-à-dire lorsque X_t et c_t sont deux variables indépendantes. Dans ces circonstances, on a que $EX_t u'(c_t)$ est égal à $EX_t Eu'(c_t)$, ce qui implique par (3) que $B_t = EX_t$. Ceci nous donne le résultat de Arrow et Lind (1970), que l'on peut résumer de la façon suivante.

Proposition (Arrow et Lind (1970)) : *Lorsque le risque du projet est non corrélé au risque macroéconomique, l'évaluation de ce projet doit se faire en neutralité au risque, c'est-à-dire que $B_t = EX_t$.*

Le problème est plus délicat lorsque le risque du projet est corrélé au risque macroéconomique, ceci malgré l'hypothèse de grande taille de la population. En fait, on peut réécrire la formule (3) comme

$$B_t = EX_t + \text{cov} \left(X_t, \frac{u'(c_t)}{Eu'(c_t)} \right). \quad (8)$$

Il est utile de rappeler ici que l'utilité marginale de la consommation est décroissante. En conséquence, cette formule indique que le bénéfice équivalent certain B_t est plus petit que le bénéfice espéré EX_t si les bénéfices du projet sont positivement corrélés avec la croissance économique, comme on peut le supposer dans la plupart des cas.

Proposition (MEDAF) : *Lorsque le risque du projet est positivement corrélé au risque macroéconomique, l'évaluation de ce projet doit intégrer une prime de risque qui réduit la valorisation du bénéfice futur à actualiser, ceci malgré la dissémination du risque du projet dans une population très large.*

On a l'habitude d'opérationnaliser cette théorie en utilisant une approximation de la formule (8). Soit C_t l'espérance de c_t . L'approximation de Taylor du premier degré de $u'(c_t)$ autour de C donne $u'(C_t) + (c_t - C_t)u''(C_t)$. Approximons par ailleurs $Eu'(c_t)$ par $u'(C_t)$. On peut donc approximer B_t par

$$B_t \square EX_t - \gamma \frac{\text{cov}(X_t, c_t)}{Ec_t} \quad (9)$$

où γ est le coefficient d'aversion relatif pour le risque $\gamma = -C_t u''(C_t) / u'(C_t)$. Ainsi, la « prime de risque » est croissante en l'aversion au risque du consommateur représentatif et en la covariance entre le rendement du projet et le PIB/hbt, résultat classique du Modèle d'Evaluation Des Actifs Financiers (MEDAF).

Jusqu'à maintenant, j'ai supposé que la décision consistait soit à mettre en œuvre le projet d'investissement immédiatement, soit à l'abandonner définitivement. En réalité, dans la plupart des cas, il est possible de ne pas investir immédiatement, mais de conserver l'option d'investir ultérieurement. Or, reporter un investissement dans le temps, c'est rendre possible l'acquisition d'informations supplémentaires sur sa rentabilité sociale. Ainsi, même si un projet a une VAN positive, il peut être socialement efficace de reporter cet investissement dans l'attente de ces informations.

Pour illustrer, considérons un projet d'investissement de coût initial I irréversible supporté à la date de mise en œuvre de l'investissement, et qui génère un bénéfice unique R aléatoire à la date suivant cette mise en œuvre. Supposons néanmoins que cet aléa soit indépendant du risque macroéconomique, de manière à ce que nous puissions utiliser une évaluation neutre au risque. Finalement, on sait qu'en date $t=1$, une information s non corrélée avec le risque macroéconomique sera disponible, ce qui permettra au planificateur de réviser la distribution du bénéfice R . Comparons deux stratégies. La première stratégie consiste à investir immédiatement, ce qui génère une VAN égale à

$$H_0 = -I + e^{-\eta} ER.$$

La deuxième stratégie consiste à reporter la décision d'investissement à la date $t=1$. Evidemment, on utilise à cette date l'information s disponible, et on investit que si

$$-I + e^{-\eta} E[R|s]$$

est positif. En conséquence, la stratégie de report génère en $t=0$ une espérance de VAN égale à

$$H_1 = e^{-\eta} E \max \left[0, -I + e^{-\eta} E[R|s] \right] > 0.$$

On voit qu'il faut investir immédiatement non pas si la VAN espérée H_0 est positive, mais plutôt si H_0 est plus grand que H_1 . H_1 est la « valeur d'option » de report. Dans certaines applications, elle peut être très élevée. Son calcul nécessite souvent la mise en œuvre de techniques d'optimisation dynamique stochastique relativement complexes. Elles sont utilisées dans un certain nombre de grandes entreprises privées, en particulier dans le domaine de la production minière et de la pharmacie, mais leur utilisation reste embryonnaire dans le secteur public malgré leur importance cruciale dans certains domaines comme l'énergie, les transports ou les télécommunications. De très importants développements, à la fois théorique et empiriques, ont été réalisés dans ce domaine depuis les travaux pionniers d'Henry (1974) et Arrow et Fischer (1974). Les lecteurs intéressés pourront se reporter sur le livre récent de Smit et Trigeorgis (2004) pour de plus amples analyses. Devezeaux et Gollier (2001) ont

développé une application dans le domaine de la valorisation de la réversibilité du site de stockage de déchets nucléaires.

5. Conclusion

Le risque intervient dans deux dimensions très différentes du calcul économique. Il intervient dans le choix du taux d'actualisation, car l'incertitude macroéconomique doit avoir un impact sur le niveau général de nos efforts pour améliorer notre bien-être futur ainsi que celui des générations qui nous succéderont. Le risque intervient aussi dans l'évaluation des bénéfices des investissements considérés. Seuls les investissements dont les risques sont indépendants du risque macroéconomique et sur lesquels on n'anticipe pas d'information nouvelle sur leur rentabilité sociale escomptée doivent être évalués en supposant la neutralité au risque. Si leur rentabilité sociale est corrélée positivement au risque macroéconomique, il est nécessaire de réduire les cash-flows à actualiser d'une prime de risque, en utilisant les formules du MEDAF. Si des informations nouvelles sont anticipées à l'avenir sur cette rentabilité sociale, il faut intégrer dans la VAN du projet une valeur d'option de report de cet investissement.

L'abandon de la règle consistant à imposer un taux d'actualisation élevé pour tenir compte du risque a été rendu nécessaire pour des raisons à la fois de transparence et d'efficacité, étant donné la diversité des incertitudes des différents projets d'investissement public. Par contre, cet abandon complique singulièrement la tâche des évaluateurs. Il est maintenant nécessaire dans le calcul économique d'estimer les relations statistiques entre le rendement social du projet et le risque macroéconomique. En outre, il peut être nécessaire de modéliser la résolution dans le temps de l'incertitude sur ce rendement. Face à cette complexité et aux enjeux du calcul économique public, il est probablement nécessaire aujourd'hui de réfléchir à la constitution d'une capacité d'expertise et de contre-expertise dans ce domaine.

Bibliographie

- Arrow, K.J., et R.C. Lind, (1970), Uncertainty and the evaluation of public investment decision, *American Economic Review*, 60, 364-378.
- Arrow, K.J. and A.C. Fischer, 1974, Environmental preservation, uncertainty and irreversibility, *Quarterly Journal of Economics*, 88, 312-319.
- Cochrane, J., (2001), *Asset Pricing*, Princeton University Press.
- Constantinides, G. M. (1982), Intertemporal asset pricing with heterogeneous consumers, and without demand aggregation, *Journal of Business*, 55, 253-267.
- Cox, J., J. Ingersoll and S. Ross, (1985), A theory of the term structure of interest rates, *Econometrica*, 53, 385-403.
- Devezeaux de Lavergne J.G., et C. Gollier, (2001), Analyse quantitative de la réversibilité du stockage des déchets nucléaires: Valorisation des déchets, *Economie et Prévision*, 149.

- Dimson, E., P. Marsh et M. Staunton, (2000), *The Millenium book : A century of investment returns*, ABN-AMRO, Londres, <http://www.abnamro.com>.
- Gollier, C., (2001a), Wealth inequality and asset pricing, *The Review of Economic Studies*, 68, 181-203.
- Gollier, C., (2001b), *The economics of risk and time*, MIT Press, Cambridge, MA.
- Gollier, C., (2002a), Discounting an uncertain future, *Journal of Public Economics*, 85, 149-166.
- Gollier, C., (2002b), Time horizon and the discount rate, *Journal of Economic Theory*, 107, 463-473.
- Hall, R.E., (1988), Intertemporal substitution of consumption, *Journal of Political Economy*, 96, 221-273.
- Henry, C., 1974 , Investment decisions under uncertainty: the irreversibility effect, *American Economic Review*, 64, 1006-1012.
- Lucas, R., (1978), Asset prices in an exchange economy, *Econometrica*, 46, 1429-46.
- Smit, H.T.J., et L. Trigeorgis, (2004), *Strategic investment : Real options and games*, Princeton University Press.
- Vasicek, O., (1977), An equilibrium characterization of the term structure, *Journal of Financial Economics*, 5, 177-188.
- Weitzman, M.L., (2004), Statistical discounting of an uncertain distant future, mimeo, Harvard University.