

**PRIMES DE RISQUE SUR LE N.Y.S.E.:**  
**ANALYSE DES COMPORTEMENTS D'EXPERTS**  
**AU NIVEAU INDIVIDUEL**

**Alain Abou et Georges Prat**

MODEM – CNRS , Université PARIS 10

tél : 01.40.97.59.68

e-mail : [abou@u-paris10.fr](mailto:abou@u-paris10.fr)

e-mail : [prat@u-paris10.fr](mailto:prat@u-paris10.fr)

Mai 2003

**Résumé** – La prime de risque est définie par l'écart entre la rentabilité espérée d'un titre (ou d'un portefeuille) et le taux d'intérêt sans risque. La rentabilité espérée des actions industrielles cotées sur le NYSE (*S&P 400 industrial*) est déduite des enquêtes menées par J. Livingston auprès d'un panel d'experts révélant leur opinion sur la valeur de l'indice *S&P* pour les 6 et 12 prochains mois, le taux sans risque étant représenté par le rendement des titres de créance ayant une maturité respectivement de 6 et 12 mois. On évalue ainsi quelques 3000 primes individuelles *ex-ante* réparties sur l'ensemble de la période 1952-1993. Cet article montre notamment (i) que les primes estimées ont des valeurs crédibles, (ii) que la plus ou moins grande proximité des experts par rapport au marché discrimine significativement les primes *ex-ante* et, enfin, (iii) que des facteurs communs conjoncturels et des facteurs individuels identifiables interviennent conjointement dans la modélisation des primes prime de risque de risque.

**Mots clés :** prime de risque – marché des actions ; hétérogénéité des opinions

**RISK PREMIA AT THE N.Y.S.E.:**  
**ANALYSIS OF EXPERTS' BEHAVIOR AT THE INDIVIDUAL LEVEL**

**Abstract** – The risk premium is defined as the spread between the expected return of an equity (or of a portfolio) and the riskless rate. The expected return of industrial stocks at the NYSE (S&P400 industrial index) is deduced from surveys driven by J. Livingston on a panel of experts for 6-month and 12-month ahead horizons, while the riskless rate is given by zero coupon bonds with maturities corresponding to the time horizons of stock price expectations. According to this approach, it becomes possible to compute about 3000 individual values of *ex-ante* risk premia over the period 1952-1993. This study shows that the values of these premia seem rather realistic, that the distance to market is as a discriminant criteria, and that the risk premia are depending on common and individual factors.

**Key words:** risk premium – stock market – opinion's heterogeneity.

# PRIMES DE RISQUE SUR LE N.Y.S.E.:

## ANALYSE DES COMPORTEMENTS D'EXPERTS

### AU NIVEAU INDIVIDUEL

#### Introduction

La prime de risque d'un titre ou d'un portefeuille correspond à l'écart entre la rentabilité espérée de ce titre ou portefeuille et le taux d'intérêt "sans risque". La théorie financière offre trois familles d'approches pour rendre compte de cet "excès de rentabilité" exigé par les investisseurs pour détenir un actif risqué, toute trois admettant l'hypothèse de marchés financiers parfaits.

La première approche est donnée par le Modèle d'Equilibre des Actifs Financiers (MEDAF). Proposé dans les années 1960, le MEDAF – qui est une extension du modèle de choix de portefeuille de Markowitz - indique que, quelles que soient les richesses initiales et les préférences, tout investisseur construit son portefeuille optimal en combinant l'actif sans risque et le portefeuille de marché. Une conséquence essentielle est que seul le risque systématique est rémunéré, de sorte que la prime de risque d'un titre ou d'un portefeuille est proportionnelle à la prime de risque du marché, le coefficient de proportionnalité étant le coefficient "béta". Nonobstant la critique de Roll sur l'impossible mesure du portefeuille de marché, de très nombreux travaux empiriques ont montré que cette conséquence n'est que rarement vérifiée.<sup>1</sup> L'insuffisance du MEDAF à traduire la réalité invite à remettre en cause, soit l'hypothèse d'équilibre partiel sur laquelle il repose, soit celle d'un seul facteur commun représenté par le marché. Ces deux voies d'approfondissement fondent respectivement les deux autres approches.

La première s'inscrit dans le paradigme de l'équilibre général inter-temporel du consommateur-investisseur représentatif avec anticipations rationnelles : c'est le modèle de Lucas (1978) duquel est directement déduit le C-CAPM (CAPM de consommation). Comme la précédente approche, elle présente l'avantage de spécifier *a priori* les facteurs de la prime de risque des actions. Cependant, elle n'est validée par les données de l'observation : si une représentation des deux premiers moments des rentabilités est – dans le meilleurs des cas<sup>2</sup> – possible, la dynamique des rentabilités ou des primes suivant les dates ne peut être représentée. Même en assouplissant les hypothèses du modèle (préférences, perfection des marchés, anticipations) tout se passe comme si l'historique de la consommation véhiculait une information trop pauvre pour expliquer les rentabilités et les primes.<sup>3</sup>

En substituant le paradigme de l'arbitrage à celui de l'équilibre, la troisième approche propose précisément d'étendre les facteurs communs potentiellement à toute variable économique: le Modèle d'Evaluation par Arbitrage (*Arbitrage Pricing Theory*, Ross (1976) ) établit que lorsqu'il n'y a plus d'opportunité d'arbitrage sans risque sur le marché, la prime de risque (*i.e.* l'excès de rentabilité attendu) du titre ( versus, du portefeuille) dépend linéairement des facteurs communs, dont notamment

---

<sup>1</sup> Voir notamment Black (1972).

<sup>2</sup> Voir notamment Campbell et Cochrane (1999).

<sup>3</sup> Par exemple, si le modèle proposé par Campbell et Cochrane (1999) fondé sur les habitudes de consommation peut rendre compte des deux premiers moments des rentabilités, il ne peut appréhender l'historique du rapport cours/dividendes. Prat (2002) résume la littérature cherchant à rendre compte du *stock market volatility puzzle* (volatilité des cours exagérée par rapport à celle prévue par le modèle) et de l'*equity premium puzzle* (la valeur théorique de la prime de risque est en moyenne excessive par rapport à sa valeur observée) et confirme que les rentabilités théoriques ne peuvent expliquer les rentabilités observées. Par ailleurs, pour illustrer les difficultés rencontrées par les chercheurs pour valider empiriquement le CAPM et le C-CAPM, voir notamment Mankiw et Shapiro (1986).

la prime de risque du marché.<sup>4</sup> Les avantages et inconvénients sont ici diamétralement opposés à ceux des approches précédentes. En effet, la théorie ne spécifie pas *a priori* les facteurs de la prime (inconvenient), mais ces facteurs ne sont pas limités au marché (avantage) et seule l'analyse empirique peut permettre de les identifier *a posteriori*. Comme dans l'approche précédente, la prime dépend de facteurs économiques généraux et n'est pas affectée par le risque spécifique à chaque société; seul le risque non diversifiable reste rémunéré, mais les facteurs communs ne se limitent plus à la consommation (C-CAPM) ou au marché (CAPM) : ils sont potentiellement étendus à toute variable économique, un certain nombre ayant pu être identifiées.<sup>5</sup>

Au regard de tels résultats, la démarche suivie dans cet article repose sur l'idée ne pas imposer une hypothèse *a priori* sur la représentation des rentabilités espérées et sur les facteurs de la prime de risque. Sur le premier point, on admettra que les anticipations révélées par les enquêtes menées par J. Livingston auprès d'un panel d'experts permettent d'approximer d'une manière exogène la rentabilité espérée effective des actions industrielles cotées sur le NYSE (*S&P 400 industrial*). La prime de risque exigée *ex-ante* par un expert à un instant donné est alors mesurable par l'écart entre sa propre rentabilité *espérée*<sup>6</sup> sur l'horizon de placement et le "taux sans risque", ce dernier correspondant au taux d'intérêt du marché associé à un titre de créance sans risque de défaut et ayant une maturité égale à l'horizon de placement.<sup>7</sup> Connaissant les valeurs des primes dans leurs dimensions individuelles et temporelles, il devient alors possible de tenter d'en identifier les facteurs.<sup>8</sup> D'une manière analogue à l'APT, les facteurs de la prime ne sont pas spécifiés *a priori* par le modèle : il incombe donc à l'économètre de les identifier *a posteriori*. Le caractère novateur de ce travail réside dans le fait qu'il porte sur des primes *individuelles* évaluées *ex-ante* et non sur les primes *ex-post de marché*, lesquelles font l'objet des travaux de la littérature sur le sujet. Nous poursuivrons ainsi deux objectifs :

- évaluer les primes de risque *ex-ante* des experts sur le marché New-Yorkais des actions et analyser leurs caractéristiques statistiques suivant les groupes d'agents participant à l'enquête (**Partie 1**).
- identifier les facteurs communs des primes de risque, au niveau des groupes et au niveau individuel (**Partie 2**).

---

<sup>4</sup> Pour une approche selon l'APT avec primes de risque variables suivant les dates, voir Krysanowski, Lalancette et To (1997).

<sup>5</sup> Un bon nombre de facteurs communs ont été exhibés, parmi lesquels on trouve souvent le taux d'inflation, le taux de variation de la production, des écarts de taux d'intérêt, la rentabilité du marché ... (voir notamment Roll et Ross (1980), Chen, Roll et Ross (1986) ainsi que Elton, Gruber et Mei (1994).

<sup>6</sup> La rentabilité est la somme de la variation relative au prix et du rendement (rapport dividendes/prix).

<sup>7</sup> Cette définition de la prime de risque traduit bien sûr le modèle d'évaluation des actions, où le prix actuel des actions s'égalise à la recette espérée (cours futur + dividendes futurs) *actualisée*, le taux d'actualisation comprenant deux éléments : le "taux sans risque" et une prime de risque.

<sup>8</sup> Prat (1996, 2001) adopte la même démarche au "consensus" (moyenne des réponses individuelles à chaque date) issu des enquêtes de Livingston. A notre connaissance, il n'existe aucune autre contribution de la littérature utilisant les anticipations de cours pour calculer des primes de risque *ex-ante*.

## 1. EVALUATION ET EVOLUTION DES PRIMES DE RISQUE DES EXPERTS

Après avoir défini les éléments constitutifs des primes de risque ex-ante (§1.1), on présentera la méthode d'évaluation empirique retenue (§1.2) avant d'analyser les caractéristiques statistiques des primes ainsi calculées (§1.3).

### 1.1 – Les trois composantes des primes de risque

Les notations utilisées sont données dans le **tableau 1** :

**Tableau 1 - Notations générales**

$P_t$	: indice Standard and Poor's du cours des actions industrielles au NYSE (1941-43=10)
${}^i_t P_{t+\tau}$	: valeur de l'indice $P$ anticipé par l'expert $i$ en $t$ pour $t+\tau$
${}^i_t \pi_t$	: <i>taux</i> de variation de $P$ anticipé entre $t$ et $t+\tau$ par l'expert $i$ (caractère <i>italique</i> )
${}^i_t \pi_{t+\tau}$	: <i>taux</i> de variation de $P$ entre $t+\tau$ et $t+2\tau$ anticipé en $t$ par l'expert $i$ (taux de variation à terme anticipé en $t$ , prenant date en $t+\tau$ pour un horizon $\tau$ )
$D_t$	: dividende distribué par action au cours de la dernière année, associé à l'indice $P$ ( $D/P$ correspondant ainsi au rendement : "dividend yields")
${}^i_t D_{t+\tau}$	: valeur du dividende ${}^i_t D$ anticipé par l'expert $i$ en $t$ pour la période $(t, t+\tau)$
${}^i_t D_{t+2\tau}$	: valeur du dividende ${}^i_t D$ anticipé par l'expert $i$ en $t$ pour la période $(t, t+2\tau)$
${}^i_t i_t$	: taux d'intérêt sans risque perçu en $t$ par l'individu $i$ pour un actif de maturité résiduelle $\tau$ (US Treasury Bills, six months).
${}^i_t i_{t+\tau}$	: valeur au terme $\tau$ du taux ${}^i_t i_t$
${}^i_t z_t$	: prime de risque des actions exigée en $t$ par l'expert $i$ pour une détention d'actifs sur la période $(t, t+\tau)$
${}^i_t z_{t+\tau}$	: prime de risque à terme des actions exigée en $t$ par l'expert $i$ pour une détention d'actifs sur la période $(t, t+2\tau)$
$i$	: expert $n^o i$
$t$	: mois correspondant à l'enquête (juin, décembre)
$\tau$	: durée de l'horizon (en semestres)

Pour  $\tau=1$  semestre (6 mois), l'expression de la prime de risque *ex-ante* exigée par l'expert  $i$  est la suivante (tous les taux sont exprimés en % par an)<sup>9</sup> :

$${}^i_t z_t = \frac{{}^i_t D_{t+\tau}}{P_t} + {}^i_t \pi_t - {}^i_t i_t \quad [1]$$

Cette prime est exigée en  $t$  et correspond à un horizon de placement d'un semestre ; la rémunération exigée du risque porte donc sur la période  $(t, t+1)$  : la somme  ${}^i_t D_{t+\tau}/P_t + {}^i_t \pi_t$  représente la rentabilité espérée des actions pour les six prochains mois et  ${}^i_t i_t$  le taux d'intérêt du marché sur les titres fédéraux ayant une maturité résiduelle de six mois.

<sup>9</sup> D'une manière analogue, on aurait pu écrire l'expression de la prime exigée pour  $\tau=12$  mois (2 semestres)  ${}^i_t z_{t+\tau}$ .

On peut exprimer de la même manière la prime de risque *ex-ante* exigée à terme par l'expert  $i$  :

$$\{z_t^i = \frac{D_t^i}{P_t} + \{\pi_t^i - i_t\} \quad [2]$$

On remarque que l'expression de cette prime à terme ne fait plus intervenir le cours *du marché*, mais seulement les valeurs *anticipées par les experts*. Bien qu'exigée en  $t$ , cette prime correspond à un horizon de placement d'une durée de six mois prenant date dans six mois : elle traduit l'opinion des experts exprimée en  $t$  pour l'horizon  $(t+1, t+2)$ . La prime  $\{z_t^i\}$  peut donc s'interpréter – au choix – soit comme une prime exigée à un terme de six mois pour une durée de six mois, soit comme une prime anticipée à six mois, associée à un placement ayant une durée de six mois.

Les primes définies par les équations [1] et [2] représentent le risque associé à un portefeuille d'actions industrielles. Le risque de marché est donc en principe plus faible puisqu'il existe encore des possibilités de diversification, lesquelles d'ailleurs ne se limitent pas aux actions puisque le "portefeuille de marché" s'étend à tous les actifs. En outre, il s'agit de primes *ex-ante*, puisque leurs valeurs de l'instant  $t$  résultent d'un ensemble d'informations disponibles à cet instant. Elles traduisent donc des opinions individuelles concernant le risque de marché au moment où les décisions peuvent être prises, et ne sauraient donc être confondues avec les primes observées *ex-post* de la littérature.<sup>10</sup>

Par ailleurs, l'égalité entre l'excès de rentabilité espéré et la prime de risque traduit l'absence d'opportunité d'arbitrage sur le *marché*.<sup>11</sup> Or, dans le cas d'un *individu*, la variation du prix du marché ne peut assurer cette égalité, dans la mesure où, dans un marché concurrentiel, un seul agent ne peut peser significativement sur le marché<sup>12</sup> : pour un agent, tout excès de rentabilité espérée  $\{z_t^i\}$  peut donc *a priori* être plus grand ou plus petit que la prime de risque "exigée" par le marché.<sup>13</sup> L'hétérogénéité des  $\{z_t^i\}$  étant un facteur essentiel des flux d'offres et de demandes de titres et de la fluidité du marché,<sup>14</sup> ce phénomène est donc particulièrement intéressant à analyser. Cependant, il

<sup>10</sup> Dans le calcul d'une prime *ex-post*, la rentabilité des actions anticipée en  $t$  pour  $t+1$  est remplacée par la rentabilité effectivement observée entre  $t$  et  $t+1$ . Sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles, à un bruit blanc près, ces primes traduisent des primes *ex-ante*.

<sup>11</sup> Ce sont bien sûr les *variations des prix sur le marché* qui assurent cette égalité. Par exemple, pour le marché des actions industrielles, si la rentabilité espérée par l'ensemble des investisseurs diminuée du taux sans risque est supérieure à la prime de risque exigée par ces derniers, les valeurs positives de la demande globale nette d'actions et de l'offre globale nette de titres sans risque, vont respectivement conduire à une hausse du prix de l'action et à une baisse du prix de l'actif sans risque. *In fine*, il en résulte une baisse de la rentabilité espérée des actions et une hausse du taux sans risque, ce qui induit ainsi une baisse de l'excès de rentabilité. Le résultat final sera l'égalité entre l'excès de rentabilité attendu et la prime de risque du marché.

<sup>12</sup> Ceci vaut pour l'équation [1], et *a fortiori* pour l'équation [2], laquelle définit une prime à terme ne faisant plus intervenir le cours *du marché*, mais seulement les valeurs *anticipées par les experts*.

<sup>13</sup> Si l'individu peut se forger une opinion sur les anticipations du marché grâce aux informations véhiculées par le comportement des autres investisseurs, il est en mesure de se faire une opinion sur l'excès de rentabilité attendu par le marché, c'est à dire sur la prime de risque exigée par le marché. *A défaut*, il peut confronter  $\{z_t^i\}$  à la prime *observée* du marché, c'est à dire à l'écart entre la rentabilité *observée* des actions et le taux sans risque.

<sup>14</sup> Les agents ayant un excès de rentabilité espéré *supérieur* à la prime exigée par le marché vont être demandeurs d'actions et offreurs de titres sans risque. A l'inverse, les agents ayant un excès de rentabilité espérée *inférieur* à la prime de marché seront offreurs d'actions et demandeurs de titres sans risque. La dynamique des prix des actifs est donc le résultat des offres et demandes générées par les écarts entre les excès de rentabilité individuels. Le commissaire priseur fixera le prix des actions et de l'actif sans risque de manière à égaliser les offres et les demandes exprimées sur les deux marchés, c'est-à-dire de manière à ce que le nombre des demandeurs égalise celui des offreurs. On aboutit alors à un équilibre de marché où il y a autant d'agents ayant un excès de rentabilité attendu supérieur à celui du marché que d'agents en situation inverse, ce qui signifie que l'excès de rentabilité *moyen* correspond alors à la prime de risque exigée par le

reste possible d'interpréter les taux  $\{z_t\}$  comme des primes de risque individuelles. En effet, un individu  $i$  ayant un excès de rentabilité espérée  $\{z_t\}$  de 6 % l'an accepterait de payer une prime ayant une valeur maximale de 6 % pour s'assurer contre le risque encouru par la détention d'actions. On voit donc que les excès de rentabilité attendus au niveau individuel peuvent être regardés comme les valeurs des primes de risque "exigées" par les agents, c'est-à-dire les valeurs *au delà* desquelles ils vendraient leurs actions pour acheter le titre sans risque et *en deçà* desquelles ils vendraient le titre sans risque pour acheter des actions. Autrement dit, sous réserve bien sûr de la représentativité des enquêtes, la prime moyenne exigée par l'ensemble des investisseurs à l'instant  $t$  peut être assimilée à la prime de marché de la théorie traditionnelle des choix d'actifs en incertitude.

## 1.2 – Evaluation des primes de risque

Les relations [1] et [2] montrent que les primes de risque exigées par l'expert  $i$  à l'instant  $t$  ne peuvent être évaluées que conditionnellement à trois d'hypothèses.

La première hypothèse porte sur la représentation des taux de variation anticipés du cours des actions  $\{\pi_t\}$  (relation [1]) et  $\{\pi_t\}$  (relation [2]). Depuis 1952, les enquêtes Livingston révèlent les valeurs anticipées à 1 et 2 semestres de l'indice *Standard and Poor's* des 400 actions industrielles<sup>15</sup> par un panel de 50 à 70 hommes d'affaires, économistes professionnels, banquiers, financiers ..., tous considérés comme des "experts" de l'économie<sup>16</sup> : les indices anticipés  $\frac{1}{2}P_t$  et  $\{P_t\}$  sont donc connus. Ces enquêtes sont réalisées chaque année en juin et en décembre<sup>17</sup> ; il s'ensuit que nous travaillerons sur des variables à périodicité semestrielle. Il est donc possible de calculer les *taux de variation anticipés du cours des actions* par les formules suivantes<sup>18</sup> :

---

marché. Mais cela ne signifie pas que les inégalités entre les excès de rentabilité individuels et la prime de marché soient supprimées.

<sup>15</sup> En fait, à partir de l'enquête de juin 1990, les questions concernant les prévisions boursières ne portent plus sur l'indice Standard and Poor's des quelques 400 actions industrielles, mais sur l'indice composite Standard and Poor's des 500 actions (lequel comprend les 400 actions industrielles). Pour cette raison, nous avons calé l'indice S&P500 (valeurs observées et anticipées) de la période 90.06/93.12 sur l'indice S&P400. Ce raccordement est très précis car les deux indices sont très fortement corrélés.

Ajoutons qu'un grand nombre d'autres variables économiques font l'objet de ces enquêtes, notamment les anticipations concernant la production industrielle et les prix à la consommation, variables utilisées dans ce travail. Pour plus de détails, voir Prat (1988), pp.17-23.

<sup>16</sup> L'hypothèse implicite de représentativité de ces enquêtes peut naturellement être discutée car la « proximité au marché » varie selon les individus interrogés. Remarquons simplement ici que les experts du panel Livingston sont des personnalités influentes. Par ailleurs, les institutions bénéficiant de leurs avis occupent une place non négligeable dans le volume des transactions en bourse (voir Lakonishok (1980), p.922). On ne peut cependant occulter l'objection courante suivant laquelle, pour des raisons inhérentes au jeu spéculatif, les experts ne révéleraient pas leurs vraies anticipations de prix sur les marchés financiers. Il faut à ce propos relever que toute réponse individuelle reste confidentielle, qu'elle ne pèse pas significativement sur le consensus (chaque expert ayant le même poids, soit environ 2% en moyenne), et qu'en outre ce dernier n'est rendu public qu'au cours du mois suivant l'enquête. Ces conditions paraissent donc éliminer tout mobile pouvant conduire les experts à ne pas révéler leur véritable opinion. Pour ces raisons, il semble que l'on peut admettre la sincérité des réponses.

<sup>17</sup> Les questionnaires sont envoyés début mai et début novembre, les réponses devant en principe parvenir respectivement pour la mi-juin et la mi-décembre. En fait, les retours s'étalent jusqu'à la fin du mois.

<sup>18</sup> Notons ici qu'Abou et Prat (1997a, 1997b et 1997c), ont montré que les anticipations boursières des experts ne sont pas rationnelles, mais qu'elles se conforment à un modèle fondé sur une pondération des trois processus anticipatifs traditionnels (extrapolatif, adaptatif et régressif).

anticipations sur un semestre :  
(intervenant dans relation [1])

$${}_i\pi_t = 200.1n \frac{{}_iP_t}{P_t} \text{ (% par an)} \quad [3]$$

anticipations à terme d'un semestre sur un semestre :  
(intervenant dans relation [2])

$${}_i\pi_t^1 = 200.1n \frac{{}_i^2P_t}{{}_iP_t} \text{ (% par an)} \quad [4]$$

La seconde hypothèse porte sur les valeurs anticipées du dividende ( ${}_iD_t$  ou  ${}_iD_t^1$ ). Le dividende anticipé en  $t$  pour la période  $(t, t+1)$  est supposé égal au dividende observé au cours de la dernière année  ${}_iD_t$ , soit ici :

$${}_iD_t = {}_iD_t \quad \forall i \quad [5]$$

Quant au dividende anticipé en  $t$  pour la période  $(t+1, t+2)$ , on admettra que les experts extrapolent pour le semestre suivant la croissance du dividende observée au cours du dernier semestre. On a donc :

$${}_iD_t^1 = D_t \exp(d_t) \quad \text{avec } d_t = 1n (D_t/D_{t-1}) \quad \forall i \quad [6]$$

En fait, l'hypothèse sur le taux  $d_t$  a très peu d'influence sur la valeur du rendement attendu et donc *a fortiori* sur la valeur de la rentabilité attendue<sup>19</sup>. Son caractère arbitraire et *commun* (non individualisé) est donc peu gênant ici.<sup>20</sup>

La troisième catégorie d'hypothèses porte sur la valeur du taux d'intérêt sans risque, *observée*  ${}_i i_t$  (intervenant dans [1]) ou *à terme*  ${}_i i_t^1$  (intervenant dans [2]). Ce dernier est représenté par le taux d'intérêt servi sur les bons fédéraux à 6 mois (soit  ${}_i i_t = r_1^1$ ), tandis que sa valeur à terme considérée en  $t$  pour la période  $(t+1, t+2)$  est représentée classiquement par la relation suivante :

$${}_i i_t^1 = \left[ \frac{(1+r_2^2)}{(1+r_1^1)} - 1 \right] \cong 2.r_2^2 - r_1^1 \quad \forall i \quad [9]$$

où  $r_2$  et  $r_1$  représentent respectivement les taux sur les bons fédéraux à 12 et 6 mois (resp. 2 et 1 semestres).<sup>21</sup> On remarque que, bien que portant sur un horizon futur, le taux  ${}_i i_t^1$  reste un taux certain, conformément à la définition de la prime de risque. En effet, tout investisseur peut en principe s'assurer ce taux à l'instant  $t$ , par une opération de prêt sur deux périodes et d'emprunt sur une période. Tout expert pouvant se référer aux mêmes taux d'intérêt lorsqu'ils répondent aux enquêtes sur les anticipations de cours, le taux sans risque ne dépend donc pas de  $i$ .

<sup>19</sup> L'hypothèse  $d_t = \bar{d}$  (ou même  $d_t = 0$ ) conduit à des résultats très voisins.

<sup>20</sup> La valeur observée du dividende représentant une information commune à tous les experts, l'indice  $i$  disparaît.

<sup>21</sup> Market yield on 6 and 12 months U.S. Government Bills, % par an (Federal Reserve Bulletin).

### 1.3 – Caractéristiques statistiques des primes : moyennes, dispersions, volatilités, interdépendances

Ce travail se limite à l'analyse de la *prime à terme* que nous appellerons par la suite "prime de risque" (relation [2]). Cette prime a le mérite d'évacuer tout biais de mesure attaché au choix du dernier cours  $P_t$  auquel chaque expert se réfère lorsqu'il répond. En remplaçant dans la relation [2] le dividende anticipé par son expression donnée par la relation [6], le taux de variation anticipé du cours des actions par celui révélé par les enquêtes (relation [3]), et le taux sans risque par le taux à terme implicite (relation [9]), la prime de risque de l'expert  $i$  est donc mesurable à tout instant  $t$ . Par ailleurs, afin d'éliminer les observations individuelles "aberrantes", les valeurs extrêmes de la distribution des primes sur l'ensemble de la période (centiles 1 et 99) ont été éliminées de l'échantillon. Ce filtre préalable a pour objectif d'éliminer une partie du bruit statistique qui affecte très généralement les données d'enquêtes (erreur de compréhension ; erreur de saisie). Sur l'ensemble de la période 1952.12/1993.12, on dispose ainsi des réponses de 262 experts différents, ce qui se traduit par 2981 données individuelles réparties sur 42 années.

Nous présentons d'abord les données pour l'ensemble des experts, avant de distinguer les statistiques suivant les appartenances de ces derniers, pour enfin nous intéresser aux statistiques par agent.

#### 1.3.1 – Statistiques pour l'ensemble des experts

Le **graphique 1** représente la moyenne, la médiane et l'écart-type transversal de la prime de risque<sup>22</sup> pour l'ensemble des experts et pour chacune des 83 enquêtes sur la période 1952.12/93.13. Ce graphique met en évidence des phénomènes intéressants :

- la valeur moyenne et la médiane des primes de risque individuelles sur l'ensemble de la période (2981 observations) valent respectivement 2.27 % et 4.04 % par an, valeurs qui paraissent assez vraisemblables.<sup>23</sup> En outre et surtout, les valeurs négatives de ces deux indicateurs de tendance centrale sont relativement peu fréquentes (12 médianes négatives sur les 83 enquêtes), ce qui constitue un nouvel argument en faveur de la crédibilité des valeurs obtenues.<sup>24</sup> Les valeurs de ces primes *ex-ante* paraissent ainsi beaucoup plus réalistes que celles des primes *ex-post* de la littérature, lesquelles sont aussi souvent négatives que positives en prenant en outre des valeurs absolues souvent trop élevées pour être crédibles.<sup>25</sup> Ces résultats étayent à eux seuls la pertinence théorique du concept de prime de risque exigée *ex-ante* en tant que critère de comportement.

---

<sup>22</sup> Cet écart-type résulte de l'hétérogénéité des anticipations de cours, puisque le taux sans risque et les dividendes sont des variables communes à tous les individus.

<sup>23</sup> Rappelons ici le débat sur le "mystère de la prime de risque des actions" (*equity premium puzzle*). Ce débat part du constat que la prime de risque moyenne observée sur le marché des actions américaines, de l'ordre de 6 % à 8 % par an, est "excessive" par rapport à la valeur prédite par la théorie du consommateur – investisseur rationnel (modèle de Lucas (1978). Or, la valeur moyenne de 2.27 % obtenue en remplaçant les primes *de marché observées ex-post* par les primes *exigées ex-ante* semblerait aller dans le sens d'une diminution de l'ampleur du "puzzle". Il faut cependant remarquer que si on considère la médiane des primes *ex-ante*, on obtient la valeur de 4.04 %, ce qui relativise cet argument.

<sup>24</sup> Rappelons que d'après le modèle d'équilibre général de Lucas (1978), la prime de risque du marché est négative lorsque la covariance entre l'utilité marginale de la consommation et la rentabilité future est positive car, dans ce cas, les actions constituent une protection contre le risque lié aux variations de consommation. Cela suppose que la consommation et la rentabilité sont contra-cycliques. Comme ce n'est généralement pas le cas, on doit s'attendre à une faible fréquence de valeurs négatives pour les primes, ce qui est effectivement observé (§1.3.1). On peut aussi ajouter que cette fréquence relativement faible de prime *ex-ante* négatives laisse plausible d'imputer une partie de ces valeurs à des erreurs de mesure.

<sup>25</sup> Voir Merton (1980) ; French, Schwert & Stambaugh (1987) ainsi que Mpacko-Priso (2001).

- l'hétérogénéité des primes individuelles, mesurée par l'écart-type transversal des primes, a non seulement un niveau moyen élevé (10 % en taux annuel) <sup>26</sup> mais encore connaît des fluctuations importantes d'une enquête à l'autre (5 % à 15 % en taux annuel), bien que l'amplitude de ces fluctuations soit généralement nettement plus faible que celle de la moyenne. Par ailleurs, on ne constate pas de corrélation entre la dispersion et la moyenne des primes au cours du temps.

Le **graphique 2** donne les évolutions comparées des trois éléments constituant de la prime *ex-ante* moyenne par date: bien que le taux de variation anticipé reste l'élément dynamique dominant, ni le rendement (dividendes/cours) ni le taux sans risque ne peuvent être négligés (contrairement aux primes *ex-post* de la littérature).

### 1.3.2 – Statistiques suivant les groupes d'experts

Les groupes distingués par les enquêtes de Livingston permettent de calculer les primes de risque pour sept groupes d'experts définis par leur affiliation professionnelle. Cependant, pour un certain nombre d'enquêtes, on ne trouve aucun expert dans les groupes "Gouvernement", "Syndicats" et "Divers", les réponses étant d'ailleurs toujours les moins nombreuses pour ces trois groupes. C'est pourquoi nous avons fusionné ces trois groupes dont la caractéristique commune est probablement de rassembler des experts ayant comparativement une activité plus éloignée du marché des actions que pour les individus des autres groupes. Nous travaillerons ainsi sur les cinq groupes suivants dont un critère discriminant important est certainement leur proximité au marché financier:

- Universitaires (U)
- banques Commerciales (C)
- secteur Non financier (N)
- banques d'Investissement (I)
- Autres (A) { Gouvernement  
Syndicalistes  
Divers

Les statistiques centrales et de dispersion calculées sur l'ensemble de la période 1952.12/1993.12 montrent que, si les ordres de grandeurs restent comparables, les différences sont néanmoins significatives suivant les groupes:

**Tableau 2 – Valeurs centrales et dispersion des primes suivant les groupes**

GROUPES	N	(% )	% par an		
			MOYENNE (m)	MEDIANE (μ)	ECART-TYPE (σ)
U	709	(23.8 %)	2.03	4.01	12.26
C	772	(25.9 %)	2.34	4.03	12.08
N	598	(20.0 %)	2.50	3.88	10.82
I	419	(14.1 %)	1.55	4.60	13.66
A	483	(16.2 %)	2.85	3.89	10.40
Ensemble:					
E	2981	(100 %)	2.27	4.04	11.86

<sup>26</sup> Le coefficient de variation, égal au rapport entre l'écart-type et la moyenne de la prime est  $10/2.3 \cong 4.3$ .

La matrice des coefficients de détermination ( $R^2$ ) entre les chroniques des 41 moyennes annuelles des enquêtes de juin et décembre<sup>27</sup> entre 1953 et 1993 permet d'évaluer le degré d'interdépendance temporelle entre les primes suivant les groupes :

**Tableau 3 – Coefficients de détermination ( $R^2$ ) entre les primes moyennes suivant les groupes sur la période 1953-1993**

	${}_{1\bar{z}_t}^1(GU)$	${}_{1\bar{z}_t}^1(GC)$	${}_{1\bar{z}_t}^1(GN)$	${}_{1\bar{z}_t}^1(GI)$	${}_{1\bar{z}_t}^1(GA)$
${}_{1\bar{z}_t}^1(GU)$	1	0.441	0.529	0.415	0.381
${}_{1\bar{z}_t}^1(GC)$		1	0.464	0.254	0.343
${}_{1\bar{z}_t}^1(GN)$			1	0.253	0.380
${}_{1\bar{z}_t}^1(GI)$				1	0.432
${}_{1\bar{z}_t}^1(GA)$					1

${}_{1\bar{z}_t}^1(G^*)$  : moyenne des primes individuelles (deux enquêtes annuelles) pour les experts appartenant au groupe  $G^*$

On constate que la prime moyenne d'un groupe "n'explique" qu'environ 25 % à 50 % de la variance temporelle de la prime moyenne d'un autre groupe. Ces résultats montrent donc l'importance des facteurs propres au groupe. Le **graphique 3** donne les évolutions comparées des moyennes annuelles  ${}_{1\bar{z}_t}^1(G^*)$  de la prime de risque pour les cinq groupes d'experts sur l'ensemble de la période; on constate bien que s'il existe bien un "tronc commun" dans l'évolution des cinq primes moyennes, il existe néanmoins des disparités très importantes dans leurs dynamiques.

### 1.3.3 – Statistiques descriptives par agent

En raison des données manquantes attribuables aux changements des répondants au cours du temps, pour aucun des groupes  $G^*$  il n'a été possible de constituer un cylindrage composé de chroniques portant sur une même période, chaque chronique représentant la suite des valeurs des primes d'un agent au cours du temps, et ceci même en acceptant un petit nombre d'agents par chronique. Même en considérant l'ensemble des répondants, les deux cylindres que nous avons pu constituer restent insuffisants pour pouvoir analyser les changements dans comportements au cours du temps. En effet, après avoir découpé l'ensemble de la période en deux sous-périodes d'égales longueurs, le cylindre optimal (i.e. celui qui maximise le nombre d'observations) pour la première sous-période est constitué de seulement trois agents ayant répondu à 36 enquêtes consécutives (de 1952.12 à 1970.06), tandis que sur la seconde sous-période, le cylindre est constitué par quatre agents ayant répondu à 23 enquêtes consécutives (de 1983.06 à 1993.12) Sur la base de ces données, et sous la réserve du faible nombre d'observations, le **tableau 4** permet d'apprécier les différences entre les statistiques suivant les agents :

<sup>27</sup> Nous avons retenu les moyennes des deux enquêtes annuelles car, pour certains groupes et à certaines enquêtes, le nombre des répondants est trop petit pour être significatif.

**Tableau 4 – Valeurs centrales et dispersion des primes  
suivant des agents sur une même période**

N° Agent (groupe)	Périodes (N)	% par an		Coefficient de variation ( $\sigma/m$ )	Coefficients de corrélation des primes suivant les agents
		MOYENNE (m) MEDIANE ( $\mu$ )	ECART-TYPE ( $\sigma$ )		
<b>52.12-70-06</b>					
27 (A)	(36)	5.28 6.11	5.35	1.01	Voir ci-dessous
64 (C)	(36)	2.22 1.26	8.59	3.87	(27,64)=0.33*; (27,72)=-0.05; (64,72)=-0.14;
72 (C)	(36)	-4.90 -4.77	14.98	3.06	Voir ci-dessus
<b>83.06-93.12</b>					
167 (N)	(23)	-5.28 -4.84	5.97	1.13	Voir ci-dessous
256 (A)	(23)	-0.60 0.87	9.52	15.87	(167,256)=0.19 ; (167,258)=-0.31; (167,264)=0.01; (256,258)=0.11 (256,264)=-0.11 (258,264)=0.22
258 (C)	(23)	0.81 4.45	18.37	22.68	Voir ci-dessus
264 (N)	(23)	-2.19 -2.78	7.35	3.36	Voir ci-dessus

(\*) significatif au seuil de 5%.

Le **tableau 4** montre que, sur les deux périodes, les moyennes, médianes et écart-types diffèrent très sensiblement d'un agent à l'autre.<sup>28</sup> En outre, les primes restent non significativement corrélées d'un agent à l'autre, excepté pour un couple sur la première période.

<sup>28</sup> D'après les explications données dans la note (24), les valeurs positives (resp. négatives) des primes moyennes peuvent théoriquement être le résultat du fait que la covariance conditionnelle entre l'utilité marginale de la consommation et la rentabilité future est structurellement négative (resp. positive) suivant les agents.

## 2. LES FACTEURS DES PRIMES DE RISQUE

Rappelons que d'après l'APT, l'excès de rentabilité attendu d'un portefeuille ("prime de marché") dépend linéairement de l'excès de rentabilité attendu du marché et des autres facteurs communs attendus, soit, pour un actif « a »<sup>29</sup>

$$E_t [R_{a,t+1} - i_t] = \sum_{f=1}^k b_{a,f} E_t [R_{f,t+1} - i_t] \quad [10]$$

où le terme de gauche représente à l'instant  $t$  la prime de risque pour l'actif « a ». Nous pouvons alors tester si en moyenne un groupe donné ou un agent donné se comporte suivant [10], ce qui, sous l'hypothèse de représentativité des enquêtes, revient à remplacer le terme de gauche par la prime moyenne d'un groupe  $\bar{1}_{Z_t}^1(G^*)$  (avec \* : U, C, N, I, A, E), ou part celle d'un expert  $i_{Z_t}^1(G^*)$ , sachant que le portefeuille « a » correspondant dans tous les cas aux actions de l'indice le S&P industriel. Quant à la partie droite de [10], elle représente la somme de  $k$  éléments, chacun étant défini par le produit de la sensibilité de l'actif « a » par rapport au facteur  $f$ , soit ( $b_{a,f}$ ), par la prime associée à ce facteur, dont le marché (ce dernier représentant en principe tous les actifs). Cette dernière restant difficilement mesurable, on supposera qu'elle peut être approximée sur la période d'analyse par une constante. Quant aux autres "primes factorielles", on supposera qu'elles dépendent linéairement de facteurs communs observés ou anticipés. Bien sûr, pas plus que dans le cadre de l'APT, nous ne sommes ici en mesure de préciser *a priori* l'identité des facteurs : seule l'analyse empirique peut nous éclairer sur cette question. C'est pourquoi nous ne nous interrogerons qu'*a posteriori* sur la signification économique des variables se révélant significatives.

Lorsque les primes de risque sont individuelles mais portent sur un même portefeuille de titres, les "facteurs communs" peuvent être traduits à chaque instant à la fois par l'opinion individuelle sur la conjoncture économique attendue (« *facteurs individuels* »), et, classiquement, par un vecteur de variables observables par tous les agents (« *facteurs généraux* »). La recherche de ces deux types de facteurs reposera sur deux approches statistiques: empilements des données individuelles (§2.1) et analyse micro-dynamique par agent ayant répondu un nombre de fois suffisant à l'enquête (§2.2).

### 2.1 – Analyse par empilement des données individuelles de chaque groupe

On a vu que les dynamiques des primes suivant les affiliations professionnelles (groupes, §1.3.2) et suivant les agents (§1.3.3) sont très contrastées. Il est donc pertinent d'effectuer des estimations séparément sur chacun des groupes. On distinguera ainsi six empilements de primes individuelles sur l'ensemble de la période 1953.12/1993.12, chaque empilement correspondant à un groupe (l'ensemble E de tous les experts sera vu ici comme le groupe le plus large). Pour chaque empilement, afin de prendre en compte la composante commune à toutes les primes d'un groupe, deux approches ont été utilisées. La première consiste à centrer toutes les variables individuelles en considérant à la date  $t$  l'écart entre sa valeur et la valeur de la moyenne pour l'ensemble des experts appartenant au groupe « \* ». Pour chacun des six groupes, on estime ainsi l'équation suivante<sup>30</sup>:

<sup>29</sup> Pour une approche avec prime de risque variables suivant les dates (APT conditionnel), voir Krysanowski, Lalancette et To (197\*).

<sup>30</sup> L'indice  $i$  disparaît de tous les paramètres car les ajustements sont réalisés sur l'empilement des réponses individuelles d'un ensemble donné d'experts appartenant à un groupe.

$$z_{1-t}^{i-1}(G^*) - z_t^1(G^*) = \sum_{j=1}^m a_{j,t}^* (iFP_{t,j}^* - FP_{t,j}^*) + e_t^{i*} \quad [11]$$

$z_{1-t}^{i-1}(G^*)$  : prime de risque de l'expert  $i$  appartenant au groupe  $G^*$  ( $*$  :  $U, C, N, I, A, E$ ) (équation [2])

$z_t^1(G^*)$  : prime de risque moyenne du groupe  $G^*$

$iFP_{t,j}^*$  : pour une enquête donnée datée en  $t$ , opinion propre à l'expert  $i$  du groupe  $*$  sur le facteur commun  $j$  (anticipation d'une variable macroéconomique centrée à chaque date par le moyenne du groupe)

$FP_{t,j}^*$  : pour une enquête donnée datée en  $t$ , moyenne des  $iFP_{t,j}^*$

$e_t^{i*}$  : pour une enquête donnée datée en  $t$ , facteur résiduel propre à l'expert  $i$  du groupe  $*$ .

Pour chacun de ces six sous-échantillons, on a considéré quatre variables susceptibles de traduire des influences individuelles  $iFP_{t,j}^* - FP_{t,j}^*$ . Il s'agit de variables d'opinion l'issues des mêmes enquêtes traduisant les anticipations microéconomiques de grandeurs macroéconomiques<sup>31</sup>; on a ainsi<sup>32</sup> :

${}^i q_t^1 - {}_1 q_t^1$  : taux de variation de la production industrielle anticipé à terme en  $t$  sur la période  $(t+1, t+2)$  par l'individu  $i$ , centré par date sur la moyenne du groupe

${}^i q_t^* - {}_1 q_t^*$  : taux de variation de la production industrielle anticipé à six mois en  $t$  par l'individu  $i$ , centré par date sur la moyenne du groupe

${}^i I_t^1 - {}_1 I_t^1$  : taux d'inflation anticipé à terme en  $t$  sur la période  $(t+1, t+2)$  par l'individu  $i$  (indice des prix à la consommation), centré par date sur la moyenne du groupe

${}^i I_t^* - {}_1 I_t^*$  : taux d'inflation anticipé à six mois en  $t$  par l'individu  $i$  (indice des prix à la consommation), centré par date sur la moyenne du groupe

Suivant la relation [11], la prime à terme exigée en  $t$  pour l'horizon  $(t+1, t+2)$  peut dépendre des taux de variation anticipés à terme de la production et des prix, ces deux variables constituant en principe des indicateurs conjoncturels de première importance ressortant très souvent dans les

<sup>31</sup> Pour une description de ces variables, voir Abou (1997).

<sup>32</sup> On a également considéré le taux de variation anticipé des bénéfices après impôts, grandeur de la comptabilité nationale (exprimée en Milliards de \$) dont le champ couvre tant les sociétés cotées au NYSE que celles qui ne le sont pas. Nos premières explorations ont montré que la prime de risque dépendait significativement de cette variable. Cependant, nous ne présenterons pas ici ces résultats pour deux raisons ; la première est que les enquêtes de Livingston ne comportent des questions sur cette variable qu'à partir de 1971; la seconde raison est que les anticipations de bénéfices sont apparues très significativement corrélées avec les anticipations de production industrielle déjà prise en compte.

vérifications empiriques de l'APT. L'hypothèse suivant laquelle la prime à terme peut également dépendre des anticipations en  $t$  pour  $t+1$  de ces deux indicateurs peut se justifier par le fait que les phénomènes considérés comme transitoires (i.e. datés entre  $t$  et  $t+1$ ) peuvent intervenir d'une manière différente par rapport à ceux jugés plus durables (i.e. datés entre  $t+1$  et  $t+2$ ). Le **tableau 5** donne les estimations MCO de la relation [11] suivant les groupes.

**Tableau 5**  
**Facteurs individuels des primes de risque suivant les groupes (1)**  
*(facteurs communs observés non spécifiés)*  
1953.06 à 1993.12

$$\frac{1}{1-t} z^i(G^*) - {}_1z_t^1(G^E) = a_1.({}_1q_t^* - {}_1q_t^*) + a_2.({}_1q_t^{1*} - {}_1q_t^{1*}) + a_3.({}_1I_t^* - {}_1I_t^*) + a_4.({}_1I_t^{1*} - {}_1I_t^{1*}) + e_t^* \quad [11]$$

VARIABLES							
GRUPE (*)	${}_1q_t^* - {}_1q_t^*$	${}_1q_t^{1*} - {}_1q_t^{1*}$	${}_1I_t^* - {}_1I_t^*$	${}_1I_t^{1*} - {}_1I_t^{1*}$	$\bar{R}_2$	RMSE %	N
U	-0.01 (0.1)	0.98 (10.4)	0.03 (0.2)	0.53 (2.9)	0.157	10.08	709
C	-0.03 (0.3)	0.57 (5.1)	0.01 (0.0)	0.34 (1.0)	0.037	10.33	772
N	-0.02 (0.3)	0.91 (9.5)	0.36 (1.6)	-0.43 (1.5)	0.131	8.24	598
I	-0.06 (0.5)	0.73 (5.3)	-0.70 (2.1)	1.01 (2.9)	0.090	11.46	419
A	-0.31 (4.5)	0.73 (9.0)	-0.08 (0.5)	0.47 (2.4)	0.173	7.96	483
<i>Ensemble:</i>							
$E^{(2)}$	-0.09 (2.5)	0.79 (17.3)	-0.03 (0.3)	0.31 (2.7)	0.101	10.24	2981

(1) Les chiffres indiquent les coefficients estimés et les chiffres entre parenthèses la valeur du "t" de Student.

(2) Pour l'ensemble des données empilées, cinq variables muettes (GROUP\*) ont également été créées dans le but de capturer un éventuel effet fixe propre à tous les individus d'un même groupe (GROUP\* vaut 1 lorsque l'expert appartient au groupe \* et 0 sinon). Aucune des variables GROUP\* ne s'étant révélée significative, elles ont été évacuées de l'ajustement sur l'empilement général des données.

On constate que les variations de la production industrielle anticipées à six mois ont une influence négative modérée sur les primes du seul groupe « A », et pas d'effet significatif sur les

autres groupes malgré le fait que les coefficients soient pour tous les groupes affectés par un signe négatif; c'est sans doute pourquoi on retrouve un effet négatif significatif pour l'ensemble des experts « E ». Par contre, les variations anticipées à terme ont une influence positive systématique importante pour tous les groupes.<sup>33</sup> Ces résultats contrastés pourraient signifier qu'en augmentant les bénéfices et les revenus réels, une croissance transitoire de la production abaisse l'appréciation du risque, tandis qu'une croissance jugée plus durable conduit à des effets attendus inverses (développement de l'inflation; politiques économiques restrictives plus probables). Concernant l'inflation, seuls les taux d'inflation anticipés à terme sont significatifs avec un signe positif qui semble à première vue intuitif : l'inflation durable est ressentie comme un facteur indésirable et provoque une augmentation de la rémunération du risque exigée par les experts.

L'avantage de l'approche précédente est de ne pas assujettir les résultats obtenus sur les facteurs traduisant les opinions individuelles aux facteurs conjoncturels observés par tous les agents constituant leur environnement commun. Son inconvénient est bien sûr de ne pas identifier ces « facteurs généraux ». C'est pourquoi nous avons exploré une seconde approche fondée sur l'équation suivante :

$$z_{1,t}^i(G^*) = \sum_{f=1}^m \gamma_f^* \cdot X_{f,t} + K^* \text{Krach}_t + \sum_{j=1}^m a_j^* \cdot FP_{t,j}^* + Cste^* + e_t^* \quad [12]$$

où  $X_{f,t}$  représente un facteur conjoncturel  $f$  général observé par tous les experts du groupe  $G^*$  et  $Cste^*$  une constante de calage. Pour les variables  $X_{f,t}$ , rappelons que le taux d'inflation et le taux de croissance de la production observés ainsi que les variations (ou *spread*) de taux d'intérêt ont souvent été identifiés dans la littérature<sup>34</sup>, et ce n'est naturellement pas un hasard si les analyses des rentabilités d'indices de marché confirment l'influence de ces variables.<sup>35</sup> Les variables  $X_{f,t}$  suivantes ont été envisagées :

*i) Variables communes à tous les experts, liées au cours des actions :*

- $\pi$  : taux de variation de l'indice S&P400 au cours du dernier semestre ;
- $\sigma$  : volatilité (écart-type de  $A$  au cours des 4 derniers semestres) ;
- $\Sigma_1$  : indice d'hétérogénéité des anticipations boursières<sup>36</sup> à 1 semestre (rapport entre l'écart-type et la moyenne des indices S&P400 anticipés à chaque enquête)
- $\Sigma_2$  : indice d'hétérogénéité des anticipations boursières à 2 semestres (rapport l'écart-type et la moyenne des indices S&P400 anticipés à chaque enquête)

*ii) Variables macroéconomiques<sup>37</sup>*

- $I$  : taux d'inflation au cours du dernier semestre
- $q$  : taux de variation de la production industrielle au cours du dernier semestre

*iii) Autres variables communes à tous les experts*

<sup>33</sup> Le fait que les variables exogènes à terme soient plus significatives est un résultat intuitif puisque l'endogène est une prime à terme.

<sup>34</sup> Voir notamment Roll et Ross (1980), Chen, Roll et Ross (1986) ainsi que Elton, Gruber et Mei (1994).

<sup>35</sup> Voir notamment Prat (2001).

<sup>36</sup> Cet indicateur est nécessairement très proche de ce que serait l'hétérogénéité des primes de risque elles-mêmes.

<sup>37</sup> Les contributions de la littérature ont mis en évidence des relations robustes entre d'une part la rentabilité observée des actions et, d'autre part, l'inflation et les variations de production, soit au niveau du marché (Prat, 1982 ; Fama, 1990 ; Schwert, 1990) soit pour les actions individuelles (dans le cadre du Modèle d'Evaluation par Arbitrage : Chen, Ross et roll, 1986). Il est donc naturel de considérer ces variables.

S : indice du "Sentiment du consommateur" (en log), indicateur synthétique de "confiance économique"<sup>38</sup>

dr1 : variation du taux d'intérêt à court terme au cours du dernier semestre

(ro-r1) : écart entre le taux de rendement des obligations fédérales de long terme et le taux à six mois

V : résidu de la corrélation entre  $\ln(D)$  et  $\ln(B)$ <sup>39</sup>

Le **tableau 6** donne les résultats obtenus, et montre que les primes dépendent à la fois de facteurs individuels et de facteurs généraux. La seconde partie du Tableau 6 (tab. 6-B) montre que les facteurs individuels ont à peu près la même influence sur les primes que lorsque les facteurs généraux ne sont pas spécifiés (tableau 5). Quant à ces derniers, la première partie du tableau 6 (tab. 6-A) donne les seules variables qui sont apparues significatives au seuil de 10% pour au moins un des six groupes. Ces variables peuvent être classées en trois catégories<sup>40</sup>:

#### *Les variables directement liées à la perception du risque*

Le signe négatif du Sentiment du consommateur S est bien sûr conforme à celui attendu (la confiance est l'opposé de l'appréciation du risque).<sup>41</sup> En outre, la volatilité passée des cours  $\sigma$  influence positivement la prime de risque au moins pour les experts « non financiers », ce qui, conformément à la théorie financière standard, pourrait suggérer que ces derniers ne croient pas en l'efficacité du marché puisque leur prime exigée dépend du risque propre au portefeuille d'actions industrielles. De même l'influence positive fréquente de l'indicateur  $\sum 1$  de dispersion des anticipations boursières peut paraître naturel : si un expert perçoit autour de lui que les opinions des autres experts sont fortement disparates, il va être plus méfiant sur la valeur de sa propre opinion, et cette méfiance est un facteur qui le conduit à augmenter la prime de risque exigée.

#### *Les variables traduisant la conjoncture économique: taux de croissance et taux d'inflation*

---

<sup>38</sup> Cet indice est construit par le "Survey Research Center" de l'université du Michigan d'après une enquête d'opinion auprès d'environ 2000 ménages américains ; il rend compte des *perceptions et anticipations* des ménages, concernant tant leur situation économique et financière que leur propension à dépenser et leur opinion sur la situation économique générale. Les questions posées sont les suivantes :

1. Etes-vous, vous et votre famille, dans une situation financière meilleure, pire ou identique à celle de l'année précédente ?
2. Pensez-vous que dans un an vous serez dans une situation financière meilleure, pire ou identique à celle d'aujourd'hui ?
3. Pensez-vous que dans les 12 prochains mois, la conjoncture financière du pays dans son ensemble sera bonne, mauvaise ou autre ?
4. Du point de vue du pays dans son ensemble, pensez-vous que dans les 5 prochaines années la conjoncture sera constamment bonne ou bien que nous aurons des périodes de chômage ou de dépression ou d'autres événements ?
5. Pensez-vous que la période soit aujourd'hui favorable ou défavorable pour acheter des biens d'équipement ménagers ?

Les réponses sont regroupées sous trois rubriques : réponses favorable, défavorables, neutres. L'indice S représente le soldes entre les réponses favorables et défavorables.

<sup>39</sup> Ce résidu peut, comme l'a suggéré Darling (1959), être regardé comme le signal d'une distribution "anormale" des dividendes, et de ce fait, comme un facteur de confiance ( $V > 0$ ) ou de méfiance ( $V < 0$ ) pour les actionnaires : si les dividendes dépassent leur niveau "normal" ( $V > 0$ ), cette situation est interprétée par les actionnaires comme un signal révélant un degré satisfaisant de liquidité pour les sociétés, impliquant une appréciation faible du risque de défaillance, toutes choses restant égales par ailleurs.

<sup>40</sup> Les variables exogènes n'étant pas centrées, la constante de calage Cste n'a aucune signification économique.

<sup>41</sup> En fait, cet indicateur est lui-même lié négativement à l'inflation et positivement au taux de croissance de la production (voir Prat, 1996).

Les résultats montrent que, toutes choses égales par ailleurs, plus la croissance  $g$  de la production industrielle a été forte au cours des six derniers mois, plus les primes de risque sont faibles. Ce résultat obtenu avec la composante commune est donc en synergie avec celui mis en évidence avec les facteurs individuels : la croissance observée au cours du dernier semestre et celle anticipée au cours du prochain semestre ont toutes deux pour effet d'abaisser la prime de risque. En ce qui concerne l'inflation  $I$ , la présence du terme du second degré suggère l'hypothèse d'un taux d'inflation "optimal" pour la bourse<sup>42</sup> (i.e. d'un taux d'inflation ayant pour effet, toutes choses égales par ailleurs, de minimiser la composante commune de la prime de risque) : une augmentation de l'inflation a une influence favorable sur la bourse jusqu'à un seuil  $I^*$  correspondant au "taux d'inflation optimal", mais défavorable au-delà de ce seuil. Les paramètres estimés conduisent à un taux "optimal" estimé d'environ 5.5% l'an<sup>43</sup>, ce qui est un ordre de grandeur acceptable. Lintner (1973 et Prat (1982) avaient déjà montré l'existence d'un effet de seuil : une diminution de la déflation et une inflation modérée ont des effets favorables sur la rentabilité, tandis qu'une inflation "exagérée" a un impact défavorable. Les résultats qui viennent d'être présentés suggèrent cet effet de seuil si l'on accepte un seuil de significativité de 10% pour l'ensemble des données. On peut avancer deux types "d'explications" à ce résultat, toutes deux étant indirectes. La première passe par la politique monétaire : si l'inflation attendue (par les experts) dépasse une "norme" jugée optimale par la Banque centrale, la fonction de réaction de cette dernière, connue par les investisseurs, fera que ces derniers vont anticiper une politique monétaire restrictive, donc un risque de liquidité plus grand. Si au contraire l'inflation attendue est en dessous de la norme, l'inflation aura pour conséquence une baisse de la prime de risque. Une autre interprétation tient aux effets néfastes bien connus sur les sociétés, associés tant à une inflation jugée "excessive" (incertitude) qu'à une situation déflationniste (pertes).

#### *Le Krach d'Octobre 1987*

Le signe négatif de l'influence du Krach est intuitif dans la mesure où, avant le Krach, la presse financière indiquait que les experts pensaient que les cours étaient au-dessus de leur valeur économique "normale", de sorte que la probabilité de baisse était grande. Après le Krach, les experts pensaient que les cours avaient retrouvé leur valeur fondamentale, ce qui a pour effet de diminuer la probabilité de baisse. Ces considérations permettent de comprendre pourquoi, en diminuant la probabilité de baisse des cours, le Krach a eu pour effet de *diminuer* la composante commune de la prime de risque.<sup>44</sup>

---

<sup>42</sup> Voir Prat, (1982), Chap. V.

<sup>43</sup> On a  $(0.22 / 2) \times 0.02 = 5.5\%$  an.

<sup>44</sup> On admet donc ici que la survenance du Krach n'a eu aucun impact sur l'aversion envers le risque.

**Tableau 6 - Facteurs généraux et facteurs individuels des primes de risque  
suivant les groupes(1)  
1953.06 à 1993.12**

$$z_{1t}^i(G^*) = \sum_{f=1}^m \gamma_f^* \cdot X_{f,t} + K^* \text{Krach}_t + a_1.({}_1q_t^{1*} - {}_1q_t^{1*}) + a_2.({}_1q_t^{1*} - {}_1q_t^{1*}) + a_3.({}_1I_t^{1*} - {}_1I_t^{1*}) + a_4.({}_1I_t^{1*} - {}_1I_t^{1*}) + Cste^* + e_t^{i*}$$

**tableau 6-A -Facteurs généraux**

$X_{f,t}$ GROUPE(*)	$S_t$	$\sigma_t$	$\Sigma_1$	$q_t$	$I_t$	$I_t^2$	$Krach$	$Cste$
<i>U</i>	-11.65 (1.9)	0.05 (1.3)	0.44 (3.1)	-0.21 (3.8)	-0.40 (1.2)	0.04 (1.4)	-12.73 (4.0)	49.11 (1.8)
<i>C</i>	14.53 (2.7)	0.06 (1.5)	0.16 (1.0)	-0.21 (3.6)	0.22 (0.7)	0.004 (0.1)	-4.15 (1.9)	64.24 (2.6)
<i>N</i>	-10.81 (2.2)	0.12 (3.3)	0.38 (2.6)	-0.19 (3.5)	-0.45 (1.5)	0.03 (1.1)	-14.29 (6.5)	46.57 (2.1)
<i>I</i>	-9.52 (1.1)	0.09 (1.4)	-0.17 (0.8)	-0.10 (1.1)	-0.22 (0.5)	0.06 (1.3)	-13.7 (3.0)	45.46 (1.1)
<i>A</i>	-14.04 (2.5)	0.05 (1.3)	0.62 (4.0)	-0.11 (2.0)	-0.18 (0.6)	-0.04 (1.1)	-9.80 (3.5)	59.14 (2.3)
<i>E</i>	-12.58 (4.7)	0.07 (3.7)	0.31 (4.3)	-0.17 (6.4)	-0.22 (1.6)	0.02 (1.7)	-9.56 (7.8)	54.8 (4.5)

**Tableau 6 –B (suite) - Facteurs individuels**

GRUPE (*)	${}^i q_t^* - {}_1 q_t^*$	${}^i q_t^{1*} - {}_1 q_t^{1*}$	${}^i I_t^* - {}_1 I_t^*$	${}^i I_t^{1*} - {}_1 I_t^{1*}$	$\bar{R}_2$	RMSE %	N
U	-0.01 (0.1)	0.98 (9.8)	0.03 (0.2)	0.53 (2.4)	0.239	10.70	708
C	-0.03 (0.3)	0.57 (4.7)	0.01 (0.0)	0.34 (1.0)	0.134	11.25	771
N	-0.02 (0.3)	0.91 (8.3)	0.36 (1.4)	-0.43 (1.3)	0.230	9.49	597
I	-0.07 (0.5)	0.72 (4.7)	-0.70 (1.9)	1.02 (2.7)	0.119	12.84	416
A	-0.31 (3.9)	0.73 (7.7)	-0.08 (0.4)	0.46 (2.1)	0.199	9.31	482
<i>Ensemble:</i>							
<b>E<sup>(3)</sup></b>	-0.09 (2.4)	0.79 (16.5)	-0.03 (0.3)	0.31 (2.6)	0.178	10.75	2978

(1) Les chiffres indiquent les coefficients estimés et les chiffres entre parenthèses la valeur du "t" de Student.

(2) Pour l'ensemble des données empilées, cinq variables muettes (GROUP\*) ont également été créées dans le but de capturer un éventuel effet fixe propre à tous les individus d'un même groupe (GROUP\* vaut 1 lorsque l'expert appartient au groupe \* et 0 sinon). Aucune des variables GROUP\* ne s'étant révélée significative, elles ont été évacuées de l'ajustement sur l'empilement général des données.

## 2.2. - Analyse des facteurs au niveau de l'individu

Nous avons sélectionné les 26 agents ayant répondu à l'enquête pendant au moins 15 années consécutives (soit au moins 30 observations), ce qui fait environ un agent sur dix de l'échantillon. La répartition de ces agents suivants les groupes est : 10 (U), 6 (C), 3 (N), 3 (I) et 4 (A). Pour chaque agent, on analyse les facteurs pouvant « expliquer » la dynamique de sa prime au cours de la période pendant laquelle il a répondu. L'idée est ici celle d'un « gisement de variables », chaque agent pouvant « puiser » ou non une variable donnée dans ce gisement (suivant son coût d'accès et/ou suivant la période) pour apprécier le risque. Dans le cadre de la relation [12], il s'agit donc à la fois d'identifier les variables utilisées par chaque agent et d'apprécier quelle part de la variance de la prime individuelle ces variables permettent d'expliquer suivant l'agent et la période. Au regard des résultats

obtenus ci-dessus sur données empilées (§2.1), les variables figurant dans le gisement seront celles qui figurent sur le tableau 6.

Le **tableau 7** donne ainsi pour chaque agent les valeurs estimées des paramètres de la relation [12] et indique pour chaque paramètre, la statistique de Student lorsque la variable est significative au seuil de 10%, ainsi que le coefficient de détermination  $R^2$ . D'une manière générale, les résultats montrent que les variables utilisées changent fortement d'un agent à l'autre. Il apparaît que près du tiers des régressions (soit 8 sur 26) révèlent la significativité de trois à cinq des 11 variables exogènes candidates; près la moitié des régressions (soit 12 sur 26) n'exhibent qu'une ou deux variables pertinentes; pour les 6 agents restants, aucune variable ne s'est révélée significative.

En ce qui concerne les variables individuelles les plus fréquemment significatives, le taux de croissance anticipé à terme de la production industrielle ressort dans la moitié des régressions, alors que le taux de croissance à 6 mois apparaît dans plus du quart des régressions. Quant à l'inflation anticipée, elle n'est pratiquement jamais significative. Du côté des facteurs généraux, c'est le sentiment du consommateur qui domine largement les autres facteurs, puisqu'il apparaît dans 7 régressions sur les 26. La volatilité des cours et la dispersions des anticipations boursières interviennent secondairement (resp. 5 et 3 fois) de même que les taux d'inflation et de croissance observés (resp. 2 et 3 fois).

Cependant, il n'est pas possible ici de savoir dans quelle mesure ces disparités résultent d'un « effet agent » et d'un « effet période » attribuable aux intervalles de temps sur lesquels les agents ont répondu à l'enquête. Néanmoins, les résultats présentés ci-dessus sur données cylindrées (§1.33), donc relatives à une même période, suggèrent que les disparités entre agents sont très importantes.

**TABLEAU 7 – Facteurs des primes de risque individuelles : estimations sur les chroniques de réponses de 26 agents**

$$z_{1t}^i(G^*) = \sum_{f=1}^m \gamma_f^* \cdot X_{f,t} + K^* \text{Krach}_t + a1.({}_1q_t^{1*} - {}_1q_t^{1*}) + a2.({}_1q_t^{1*} - {}_1q_t^{1*}) + a3.({}_1I_t^{1*} - {}_1I_t^{1*}) + a4.({}_1I_t^{1*} - {}_1I_t^{1*}) + Cste^* + e_t^{i*}$$

ECON	GRP	DEBUT	NOBS	LSC	VOTA64	RISKA6	OTQ6	OTP6	OTP6C	KRACH	CPTQ6	CPTQF	CPTP6	CPTPF	CSTE	rsq	rmse
14	A	5212	59	20.73 2.17	0.18 3.65	-0.03	-0.09	-0.35	0.10 2.59	.	-0.02	0.46 4.52	-0.45	-0.41	-92.71 2.11	0.52	4.53
27	A	5212	49	-14.28	0.01	0.15	-0.07	-0.34	-0.01	.	-0.25	0.04	0.09	0.21	69.67	0.07	5.85
94	A	5412	35	-49.18	0.08	1.96 2.47	0.15	-2.34	0.06	.	-0.35	2.16 2.90	-0.71	-0.23	208.23	0.54	12.50
187	A	7112	40	-4.98	0.07	0.11	0.05	-0.73	0.04	-3.56	-0.79 2.92	0.42 1.66	0.16	0.14	24.25	0.36	4.37
22	C	5212	34	-1.52	-0.43	1.81	-0.10	-2.10	0.68	.	0.10	-1.36	2.03	-2.47	-15.87	0.33	12.95
64	C	5212	36	-53.69 1.84	0.04	-0.01	-0.18	0.81	-0.17	.	0.25	0.74 1.93	-0.41	0.65	246.95 1.83	0.45	7.56
72	C	5212	40	14.61	-0.06	-0.57	-0.46	-0.59	0.17	.	-0.15	0.78	0.72	0.98	-57.96	0.19	15.61
87	C	5312	38	-57.74 1.65	0.20	0.62	0.26	-1.69	0.00	.	-0.50	0.15	0.28	0.01	259.04	0.28	10.76
116	C	5906	45	-14.07	0.11	0.53	-0.27	1.15	-0.08	.	-1.08	1.20	0.47	-1.28	57.93	0.61	6.46
136	C	6212	54	-8.80	0.25 2.79	0.19	-0.30	-1.04	0.04	-5.32	0.36	1.30	0.32	1.50	40.95	0.46	6.67
57	I	5212	31	-25.38	0.55 2.12	-1.06	0.33	1.19	-0.32	.	-0.36	1.14 1.90	0.82	0.45	121.43	0.48	11.04
97	I	5512	34	-28.38	0.22	-0.20	-0.16	-0.62	-0.11	.	-0.17	1.61 3.02	-1.89	2.94 2.21	134.51	0.58	6.93
134	I	6212	34	-6.29	0.09	0.35	0.09	-2.55	0.23 1.87	.	0.74 1.81	0.06	0.40	0.01	33.66	0.36	6.96
28	N	5212	73	-30.22 1.91	0.17 1.83	0.31	-0.07	-0.76	0.05	-20.38 3.39	0.06	1.65 6.29	-0.49	0.38	135.51 1.86	0.59	8.81
58	N	5212	30	-54.87	-0.38	0.30	0.21	-0.07	-0.18	.	0.11	-1.27 1.73	-4.17	0.13	244.14	0.30	10.39
104	N	5706	46	-41.74 2.34	0.11	-0.75	-0.10	-1.48	0.10	-17.84 2.27	0.48	0.25	0.42	-0.57	203.35 2.41	0.60	7.78
51	U	5212	34	-37.22	0.13	-0.88	-0.07	0.43	-0.13	.	0.04	0.47	-1.33	1.87	181.41	0.31	7.90
53	U	5212	34	-81.80	-0.93 2.09	2.21	0.17	-1.37	-0.10	.	-1.07 2.04	1.59 2.41	2.30	2.03	344.00	0.62	15.95
75	U	5212	58	4.12	0.09	1.55 3.64	-0.24	-1.59	0.14	.	-0.60 2.15	0.31	-0.31	1.30	-33.86	0.51	8.69
101	U	5512	42	-23.22	-0.01	0.28	-0.21	1.49	-0.18	.	-0.24	-0.28	-1.24	-0.39	105.27	0.21	11.03
106	U	5706	41	3.00	0.01	-0.49	-0.47	-3.61	0.09	.	-0.43	0.02	0.08	-1.44	13.43	0.46	8.91
118	U	5906	49	5.06	-0.14	0.43	-0.27	0.75	-0.06	.	-0.10	0.20	0.00	-0.58	-24.85	0.09	8.99
126	U	6106	53	23.65	0.03	0.79 1.90	-0.26	0.62	0.02	-6.21	-0.45 1.69	0.05	-0.54	1.00	-109.09	0.29	7.80
156	U	6706	33	1.83	0.04	-1.11	-0.23	-1.49	0.21 1.66	.	0.15	0.93 1.91	-0.54	0.82	10.00	0.45	7.57
171	U	7006	44	-28.92 1.73	-0.10	0.11	-0.10	0.48	-0.04	-12.48 1.98	0.27	0.86 2.01	0.56	0.59	125.86	0.42	8.43
173	U	7006	41	-43.96 1.70	0.19	0.75	0.18	-3.48	0.26	-12.46	-0.83 1.88	0.00	-1.26	-1.73	192.42	0.56	10.67

**note** : les t de Student figurent en dessous des coefficients estimés lorsque ces derniers sont significatifs au seuil de 10%.

**Légende** : ECON : N° de l'agent ; GRP : groupe ; DEBUT : date initiale de la série ; NOBS : nombre d'observations ; PTQ6= ${}_1q_t^{1*} - {}_1q_t^{1*}$  ; CPTQF= ${}_1q_t^{1*} - {}_1q_t^{1*}$  ; CPTP6= ${}_1I_t^{1*} - {}_1I_t^{1*}$  ; CPTPF= ${}_1I_t^{1*} - {}_1I_t^{1*}$  ; LSC= $S_t$  ; VOTA64= $\sigma_t$  ; RISKA6= $\Sigma_1$  ; OTQ6= $q_t$  ; OTP6= $I_t$  ; OTP6C= $I_t^2$  ; CSTE : constante de calage. Rsq= $r^2$  ; rmse: racine carrée de l'erreur quadratique moyenne.

### CONCLUSION

Les résultats présentés dans cet article apportent des enseignements nouveaux quant à l'analyse des primes de risque exigées par les experts (sur le marché des actions industrielles du NYSE) sur quatre points essentiels :

1) Les valeurs estimées des primes individuelles exigées *ex-ante* paraissent plus réalistes que celles de primes de marché *ex-post* de la littérature, tant en ce qui concerne les signes, les valeurs centrales que les amplitudes.

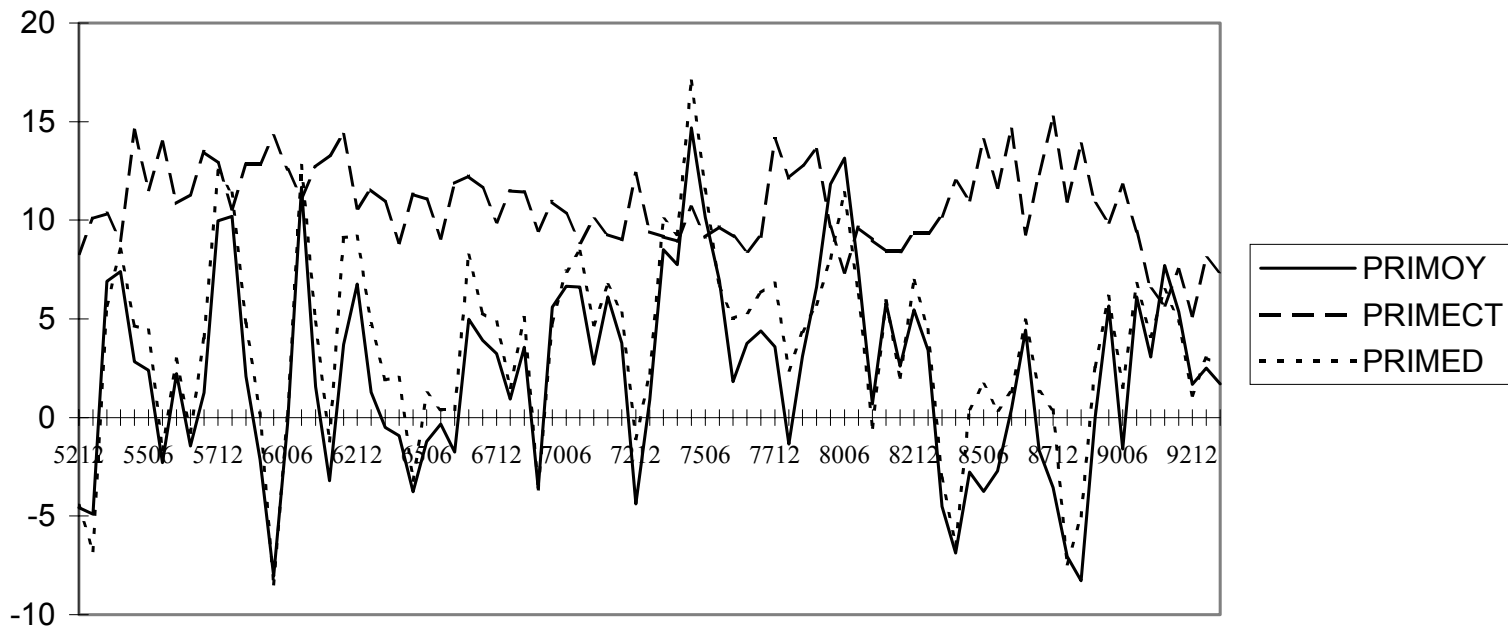
2) L'affiliation professionnelle (groupe) est un critère discriminant significatif des primes. Bien que les indicateurs de tendance centrale et de volatilité restent relativement voisins suivant les groupes d'agents, les différences sont significatives. Mais, surtout, les évolutions des primes dépendent d'une composante propre au groupe qui est très importante. La proximité au marché, à laquelle les coûts d'information peuvent être liés, semble être un facteur discriminatoire important entre les groupes considérés.

3) Pour un groupe donné, les primes ont à la fois une composante dépendant des opinions personnelles et une composante dépendant de facteurs communs à tous les experts. sur la croissance et l'inflation futurs Les facteurs personnels ayant été identifiés sont les anticipations macroéconomiques individuelles de production et de prix tandis que les facteurs communs identifiés sont des variables liées à la bourse de New-York (volatilité et dispersion des opinions) ou des variables macroéconomiques traduisant l'état de la conjoncture générale (taux d'inflation, taux de croissance de la production).

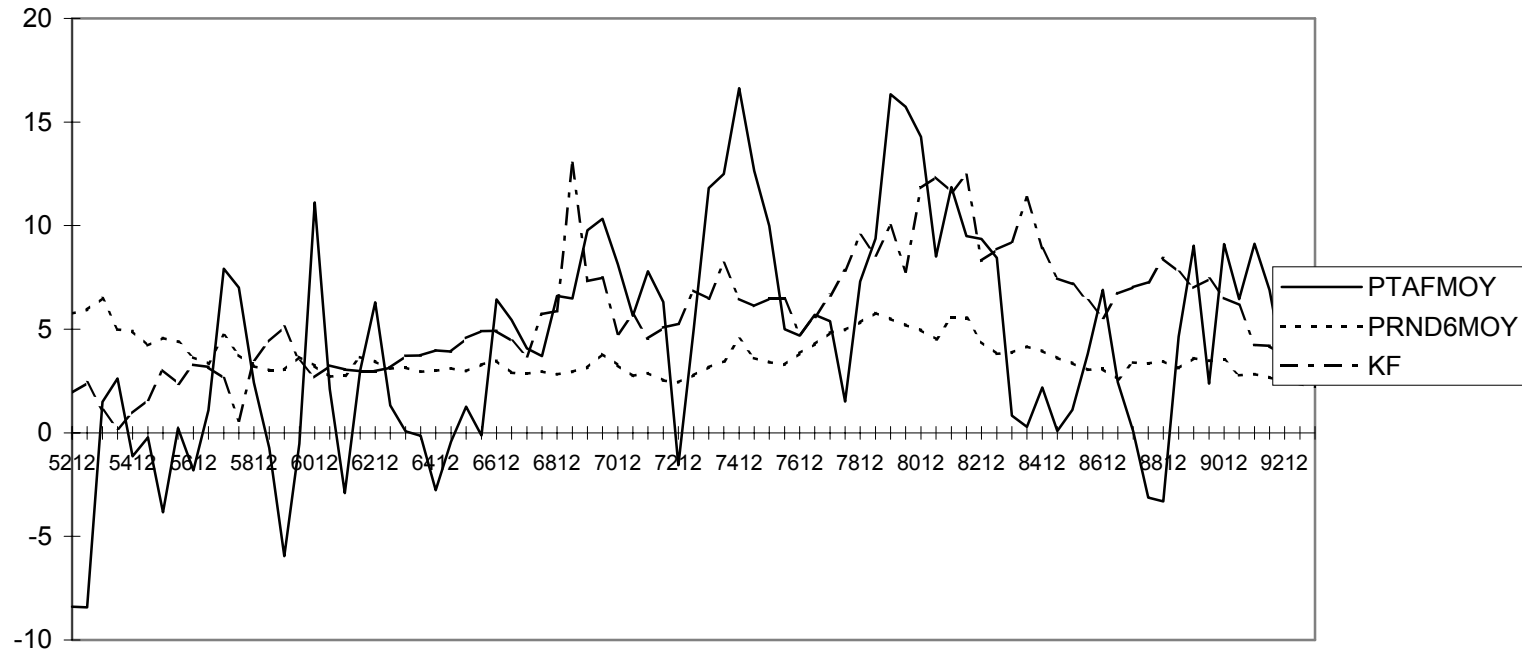
4) Sur une même période, les disparités entre les primes individuelles sont très importantes. Il semble qu'une partie importante de ces disparités puisse s'expliquer par le fait que les agents utilisent des informations différentes pour déterminer leurs primes exigées, même si ces informations appartiennent à un « gisement » commun.

1

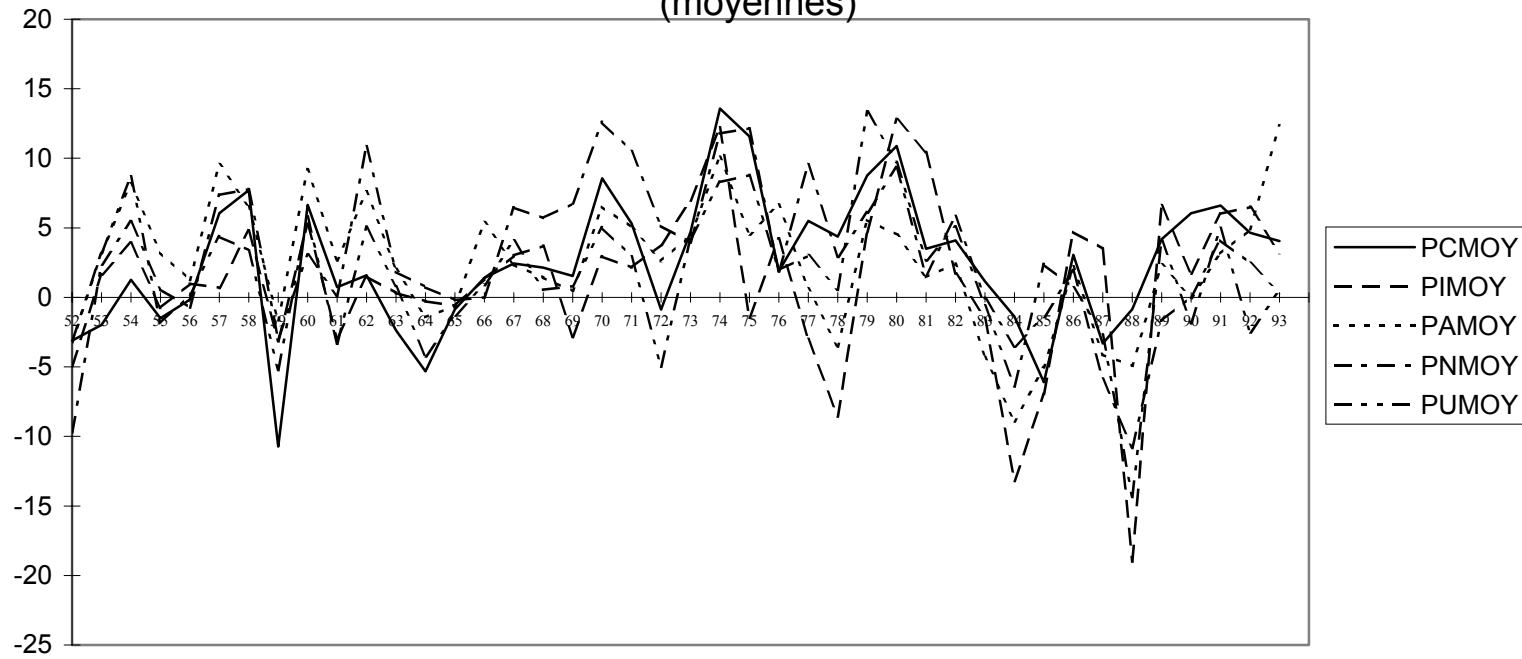
Graphique 1  
Prime de risque : moyenne, médiane, écart-type par enquête



Graphique 2  
Les trois composantes de la prime de risque par enquête



Graphique 3  
La prime de risque pour les cinq groupes d'experts  
(moyennes)





## BIBLIOGRAPHIE

- Abou (A.)**, Prix, production et cours boursiers aux Etats-Unis : une mise en perspective des processus anticipatifs pour un panel d'experts sur la période 1952-1996, Communication présentée à la Journée "Aspects microéconomiques des anticipations" du GDR "Monnaie et Financement", Paris, 18 Juin 1997, 24p.
- Abou (A.) et Prat (G.)**, A propos de la rationalité des anticipations boursières : quel niveau d'agrégation des opinions ? *Revue d'Economie Politique*, n°5, 1997a, pp. 647-69.
- Abou (A.) et Prat (G.)**, Formation des anticipations boursières : "consensus" versus opinions individuelles, *Journal de la Société de Statistique de Paris*, n°2, 1997b, pp. 13-22.
- Abou (A.) et Prat (G.)**, Modélisation des anticipations boursières : estimations et tests sur données individuelles, *Communication aux XIIIèmes Journées de Microéconomie Appliquée*, Liège, Juin 1996, *Cahier du Modem*, Avril 1997c, 32p.
- Aiyagari (S.R.) et Mark (G.)**, Asset returns with transactions costs and undiversifiable individual risk, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 27, n° 3, Juin 1991, pp.311-31.
- Artus (P.)**, Prime de risque excessive sur les actions : une revue des explications et un regard sur le cas français, *Document d'Etude de la CDC*, n° 1993-03/T, Mars 1993.
- Associés en Finance**, La pensée unique en finance : l'exemple de la prime de risque, *Lettre Financière* n° 29, Juin 1997.
- Black (F.)**, Capital Equilibrium with restricted borrowing, *Journal of Business*, n°45, 1972, pp.444-54.
- Bruneau (C.), Duval-Kieffer (C.) and Nicolai (J.P.)**, Managing funds in the us market: how to distinguish transitory distortions and structural changes in the stock prices? Doc. de travail, THEMA,° 97-26
- Campbell (J.Y.)**, Consumption and the stock market: interpreting international experience, *NBER Working Paper*, n° 5610, June 1996, 40p + annexes.
- Campbell (J.Y.) and Cochrane (J.H.)**, By force of habit: a consumption-based explanation of aggregate stock market behavior, *Working paper of the University of Chicago*, 1999 (Revision du Working paper n° 4995, NBER, Janvier 1995).
- Chen (K.), Roll (R.), Ross (S.)**, Economic forces and the stock market: testing the APT and alternative asset pricing theories, *The Journal of Business*, 1986.
- Cochrane (J.H.)**, Volatility and efficient tests, A review essay, *Journal of Monetary Economics*, 27, 1991, pp.463-85.
- Cochrane (J.H.)**, Where is the market going? Uncertain facts and novel theories, *Economic Perspectives, A review of the Federal Reserve Bank of Chicago*, Nov-Déc. 1997, pp. 3-37.

- Constantinides (G.M.),** Habit formation: a resolution of the equity premium puzzle, *Journal of Political Economy*, Vol. 98, Juin 1990, pp.519-43.
- Darling (P.G.),** A surrogative measure of business confidence and its relation to stock price, *The Journal of Finance*, décembre 1955, pp. 442-57.
- Elton (E.J.), Gruber (M.J.), Mei (j.),** Cost of capital using arbitrage pricing theory: a case study of nine New York Utilities, *Financial Markets, Institutions and Instruments*, 3, Août 1994, 46-73.
- Epstein (L.G.) et Zin (S.E.),** Substitution, Risk aversion and the behavior of consumption and asset returns: a theoretical framework, *Econometrica*, 57, 1989, pp. 937-69.
- Fama (E.),** Stock returns, expected return and real activity, *Journal of Finance*, Septembre 1990, 1089-1108.
- Feige (E.L.) et Pearce (D.K.),** Economically rational expectation: are innovations in the rate of inflation independent of innovations in measures of monetary and fiscal policy? *Journal of Political Economy*, Juin 1976, pp. 499-522.
- French (K.R.), Schwert (G.W.), Stambaugh (R.F.),** Expected stock returns and volatility, *Journal of Financial Economics*, 19, 1987, pp. 3-29.
- Hansen (L.P.), Sargent (T.J.) and Tallarini (T.D.),** Robust permanent income and pricing, University of Chicago, manuscrit, 1997.
- Heaton (J.H.) et Lucas (D.J.),** The importance of investor heterogeneity and financial market imperfections for the behavior of asset prices, *Carnegie-Rochester Serie Public Policy*, 1995.
- Heaton (J.H.) et Lucas (D.J.),** Evaluating the effects of incomplete markets on risk sharing and asset pricing, *Journal of Political Economy*, Vol. 104, Juin 1996, pp. 443-87.
- Kocherlakota (N.R.),** The equity premium: It's still a puzzle, *Journal of Economic Literature*, vol. 34, Mars 1996, pp. 42-71.
- Kryzanowski (L.), Lalancette (S.) et To (M.C.),** Performance attribution using an APT with prespecified macrofactors and time-varying risk premia and Betas, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 32, 2, 205-24.
- Lowden Macedo (A.) et Sassenou (N.),** Prime de risque et droite de marché, instruments de sélection des titres : cas des actions françaises, *Doc. CDC n° 1997-07/FI*, Août 1997, 40p.
- Lucas (R.E.),** Asset prices in an exchange economy, *Econometrica*, Novembre 1978, 46, pp. 1429-45.
- Mankiw (N.G.) et Zeldes (S.P.),** The consumption of stockholders and nonstockholders, *Journal of Financial Economics*, 29, 1991, pp. 97-112.

- Mankiw (N.G.) et Shapiro (M.D.),** Risk and returns : consumption beta versus market beta, *Review of Economics and Statistics*, 48,1986, 452-59.
- Mehra (R.) et Prescott (E.),** The equity premium: a puzzle, *Journal of Monetary Economics*, 15, 1985, pp.145-61.
- Merton (R.C.),** On estimating the expected return on the market: an exploratory investigation, *Journal of Financial Economics*, 8, 1980, pp. 323-61.
- Mpacko-Priso (A.),** *La prime de risque des actions – theories et Applications*, Ed; Dianoïa, Paris, 2001.
- Prat (G.),** *La bourse et la conjoncture économique*, Economica, 1982.
- Prat (G.),** *Anticipations et évaluation des actions*, in "Monnaie, taux d'intérêt et anticipations", H. Kempf et W. Marois ed., *Economica*, 1992.
- Prat (G.),** Le modèle d'évaluation des actions confronté aux anticipations des agents informés, *Revue Economique*, n° 1, 1996.
- Prat (G.),** Une analyse des primes de risque *ex-ante* des actions suivant l'horizon de placement, *Revue d'Economie Politique*, 111 (2), Mars-Avril 2001, 291-329.
- Prat (G.),** La non-explication de l'historique du prix des actions : une nouvelle énigme, *Congrès de l'Association Canadienne d'Economie*, Juin 2002, Ottawa.
- Schwert (G.W.),** Stock returns and real activity: a century of evidence, *Journal of Finance*, Septembre 1990, 1237-57.
- Shiller (R.J.),** Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends? *American Economic Review*, (71), 1981, pp. 421-36.