



CAISSE DES DÉPÔTS ET CONSIGNATIONS

LA PRIME DE RISQUE ANTICIPÉE SUR LE MARCHÉ DES ACTIONS

**Mesure et analyse
sur un panel d'experts et de titres du SBF250**

Alain ABOU
(Modem, CNRS et Université Paris X)

Najib SASSENOU
(Caisse des dépôts et consignations)

Février 2001

RESUME

La forte incertitude qui affecte les marchés financiers donne une actualité particulière à la question de la mesure et de la modélisation du risque inhérent au jeu spéculatif. Par rapport au rendement d'un actif financier sans risque de même maturité, *la prime de risque* constitue le supplément de rémunération minimal exigé *ex-ante* par un investisseur pour la détention d'un actif risqué.

Les différentes grandeurs qui caractérisent la prime de risque d'une action dépendent des anticipations des opérateurs relativement au taux de croissance du cours et au rendement du titre. Elles sont fonction des bénéfices et des dividendes attendus. En l'absence d'informations faisant état de ces prévisions, il est d'usage de substituer les rentabilités observées aux rentabilités espérées et de calculer ainsi des primes de risque de risque *ex-post*. Une telle procédure est justifiée sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles. Des travaux récents montrent cependant qu'une telle conjecture peut difficilement être retenue pour les prévisions de cours boursiers. En outre, les primes estimées à partir des rentabilités observées ont un ordre de grandeur nettement supérieur aux valeurs théoriques, suggérant une aversion au risque trop élevée pour être acceptable.

L'évaluation de véritables *primes de risque ex-ante* à partir des anticipations formulées par les agents eux-mêmes constitue une voie de résolution possible de *l'énigme de la prime de risque*. Or les enquêtes menées auprès des analystes financiers fournissent une mesure des grandeurs qui interviennent dans l'évaluation du risque. Il devient alors possible de quantifier les primes anticipées et de chercher à en identifier les déterminants.

Tel est l'objet du présent article.

Nous définissons un modèle d'évaluation de primes de risque *ex-ante* dans une perspective purement micro-économique. L'approche retenue rend compte à la fois de l'horizon de détention fini des investisseurs et de l'horizon de prévision court des experts.

L'application aux anticipations d'un panel représentatif d'analystes financiers et de titres du SBF250 valide globalement le modèle : la médiane des primes individuelles sur la période 1994-1998 s'élève à 4.92% par an et la prime capitalisée moyenne est de 4.87%. Ces valeurs sont raisonnables et cohérentes avec les données du marché boursier parisien. Il semble donc qu'une mesure statistique adéquate, fondée sur les anticipations des agents, apporte des éléments de réponse solides à l'énigme de la prime de risque.

La description statistique des primes sous-jacentes aux prévisions des analystes illustre les composantes de l'hétérogénéité. On relève ainsi de fortes disparités selon les secteurs d'activité, le niveau de la capitalisation boursière et la taille économique des firmes, en termes de chiffre d'affaires.

La modélisation, étape finale de l'étude, a permis de pondérer les déterminants des primes anticipées. Les résultats obtenus illustrent le rôle central que jouent dans l'appréciation du risque des facteurs tels que le bénéfice net par action, le *price-to-book value ratio* et, plus classiquement, la volatilité historique du cours.

Une analyse des sources de la variabilité montre que la variance des primes résulte principalement de disparités entre titres. Résultat moins attendu, l'impact des bureaux d'analyse financière reste négligeable. A l'évidence, les experts retenus dans l'échantillon, les plus actifs, convergent dans leur appréciation du risque. La conjoncture des marchés financiers au cours de la période, enfin, n'apporte qu'une contribution secondaire à la variance des primes anticipées.

INTRODUCTION

La théorie moderne de la finance stipule que l'action est un actif que l'on peut arbitrer à tout moment sur le marché contre d'autres actifs financiers et, notamment, les actifs sans risque. L'aversion au risque des investisseurs se traduit alors par une prime de risque, c'est à dire un supplément de rentabilité *espéré* que l'opérateur exige pour la détention de l'actif risqué. Plus précisément, *la prime de risque ex-ante* d'une action correspond à l'écart entre la rentabilité du titre espérée sur l'horizon de placement, et le taux d'intérêt servi sur un actif réputé sans risque et de même maturité.

La prime de risque *ex-ante* dépend de l'aversion au risque des agents et de leurs anticipations sur les perspectives d'évolution du cours et de rendement du titre. Elle est fonction des bénéfices et des dividendes attendus. En l'absence d'informations faisant état de ces prévisions, il est d'usage de substituer les rentabilités observées aux rentabilités espérées et de calculer ainsi des primes *ex-post*. Une telle procédure est justifiée sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles. Des travaux récents [Abou et Prat (1997,2000)] montrent qu'une telle conjecture peut difficilement être retenue pour les prévisions de cours boursiers. En outre, quand elles ne prennent pas des valeurs négatives incompatibles avec la notion même de risque, ces primes *ex-post* sont fréquemment supérieures aux valeurs que suggère la théorie. Elles correspondent à une aversion au risque trop élevée pour être admissible.

Ces difficultés constituent *l'equity premium puzzle*, l'énigme de la prime de risque que de nombreux travaux ont tenté de résoudre [cf. Abou et Prat (1998) pour une synthèse]. Certains auteurs ont renouvelé l'analyse en apportant des réponses méthodologiques en terme de mesure statistique du risque. C'est le cas par exemple d'Abou et Prat (1998) qui construisent de véritables primes de risque *ex-ante* à partir des anticipations du panel d'experts américains Livingston.

En pratique, la plupart des bureaux d'analyse financière calculent une prime de risque de marché afin de disposer d'un critère d'évaluation des actifs. Tel est l'objet des *droites de marché* [Sassenou et Lowden-Macédo (1997)]. Elles opèrent une partition du plan risque - prime de risque en deux zones. Au-dessus de la droite se situent les titres sur évalués : à un niveau de risque donné pris en référence, leur prime est élevée par rapport à la prime moyenne pour ce niveau de risque. Le cours de ces actions aura alors tendance à baisser. Un raisonnement symétrique s'applique aux titres sous évalués. Une telle méthode, au demeurant, n'est pertinente que pour autant qu'il soit possible de déterminer pour chaque titre un niveau de risque de référence fiable. Il convient donc d'explorer de nouvelles voies de recherche.

Il est généralement admis que les marchés financiers vérifient l'hypothèse semi-stricte d'efficience, c'est à dire que les cours boursiers incorporent rapidement toute l'information susceptible d'influencer le prix des actifs. Comme toute l'information pertinente n'est pas diffusée immédiatement sur le marché, les analystes financiers anticipent les fondamentaux de la firme afin de déterminer si les titres sont sur ou sous évalués. De nombreuses études ont établi ainsi l'existence d'un avantage informationnel des analystes de sorte que, très généralement, les experts prévoient mieux les cours que les modèles statistiques. S'agissant d'estimer et d'analyser des primes de risque consistantes, on ne peut donc que tirer avantage de se référer directement aux anticipations explicites des agents.

L'évaluation de primes *ex-ante* à partir des anticipations formulées par les agents eux-mêmes constitue clairement une voie de résolution possible de l'énigme de la prime de risque. Or les enquêtes menées auprès des bureaux d'analyse spécialisés sur les marchés financiers fournissent une mesure des grandeurs qui interviennent dans le calcul du risque. Il est dès lors possible de quantifier et d'étudier les primes *implicites* anticipées par les investisseurs sur les marchés boursiers.

Tel est l'objet du présent article. Il vise à la construction et à l'analyse de véritables primes de risque *ex-ante*. L'approche retenue est adaptée à l'horizon économique des opérateurs boursiers. Elle se situe dans une perspective purement micro-économique : on estime des primes de risque individuelles, par titre et par expert.

Le modèle d'évaluation appliqué est fondé sur une hypothèse d'arbitrage. Selon cette hypothèse, le prix d'un actif doit être égal à la somme actualisée des flux de revenus futurs auxquels sa détention donne droit. Les modèles standards d'évaluation des prix d'actifs, comme le *Dividend Discount Model (DDM)*, reposent ainsi sur une série infinie de flux de revenus anticipés.

S'ils offrent un cadre analytique intéressant au plan théorique, l'estimation de tels modèles présente en pratique de réelles difficultés. En particulier, de même que le calcul économique des opérateurs boursiers s'inscrit généralement dans la courte période, l'horizon de prévision des analystes financiers dépasse très rarement trois années. Se pose alors un problème récurrent d'estimation du prix de revente de l'actif risqué. La résolution de cette difficulté est effectuée ici au moyen d'une relation comptable générique, l'équation de valeur ajoutée. Elle permet d'estimer les flux de dividendes anticipés à moyen et long terme.

La base de données individuelles et temporelles soumises à analyse rapporte l'historique des réponses à l'enquête mensuelle *Jacques Chahine Finance*. Elle détaille les anticipations pluriannuelles d'un panel représentatif de 52 experts (cabinets d'analystes, sociétés de bourse, banque d'affaires, etc.) sur la période 1993-1998. Les prévisions concernent les valeurs de l'indice SBF250. Elles ont trait aux variables fondamentales de l'analyse financière (les dividendes, le bénéfice, le chiffre d'affaires, l'actif net, etc.), à l'exclusion des anticipations de cours, ce qui complique quelque peu la tâche du modélisateur. Les réalisations correspondantes et divers indicateurs de marché (le cours observé, le *price-earning ratio*, le *price-to-book value ratio*, etc.) sont également disponibles.

Le plan de l'article est le suivant.

Après avoir présenté un modèle d'évaluation des primes de risque *ex-ante* sous-jacentes aux prévisions des analystes (I), nous proposons une description statistique détaillée des résultats obtenus sur l'échantillon (II). Une nette différenciation des primes selon le secteur d'activité et la taille économique et financière des firmes est mise en évidence (III). Avec l'introduction de facteurs exogènes (IV), la modélisation des primes anticipées (V) permet finalement de pondérer les sources de la variabilité, qu'elles soient de nature structurelle, par titre et par bureau, ou conjoncturelle, par mois d'enquête.

I - Un modèle d'évaluation de la prime de risque ex-ante

On se propose donc d'estimer des primes de risque *ex-ante* par titre par expert. Pour ce faire, on définit un modèle de *discount cash-flows* qui intègre dans le calcul des primes les anticipations d'indicateurs économiques et financiers fondamentaux. Le problème récurrent de troncation lié au traitement de la valeur terminale de la série de dividendes à horizon fini trouve ici une solution satisfaisante : elle est calculée sur la base robuste de la valeur mobilière de l'entreprise.

Une telle approche est rendue possible via l'hypothèse de non-arbitrage. Sous cette hypothèse, de nombreux modèles d'évaluation peuvent être spécifiés, mais leur mise en oeuvre dépend naturellement des données accessibles au modélisateur. Ainsi, après avoir rappelé brièvement les difficultés que soulèvent les modèles d'évaluation par équilibre, nous étudions un modèle fondé sur une équation comptable générique.

1.1 - Approche par équilibre et approche par absence d'opportunité d'arbitrage

1.1.1 - L'approche par équilibre et l'énigme de la prime de risque

Le modèle d'évaluation d'action par équilibre a été proposé à l'origine par Lucas (1978). Fondé sur la maximisation inter-temporelle de l'utilité espérée, il présente l'avantage de spécifier a priori les facteurs qui déterminent le prix des actions et donc la prime de risque. Ces facteurs découlent formellement du programme d'optimisation de l'agent représentatif anticipant rationnellement les états futurs du marché.

La première vérification empirique d'un modèle par équilibre a été faite par Mehra et Prescott (1985). Ils considèrent un agent représentatif dont les préférences sont définies par une fonction d'utilité de type :

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \frac{(c_{t+s})^{1-\alpha}}{(1-\alpha)}$$

où c_{t+s} représente la consommation de l'agent en $t+s$, β son taux d'impatience, $\alpha > 0$ son aversion au risque.

Les conditions du premier ordre qui résultent de la maximisation du programme de l'agent sont données par :

$$\begin{cases} E_t \left\{ (c_{t+1}/c_t)^{-\alpha} (R_{t+1} - r_{t+1}) \right\} = 0 \\ \beta E_t \left\{ (c_{t+1}/c_t)^{-\alpha} r_{t+1} \right\} = 1 \end{cases}$$

où R_{t+1} est le rendement de l'action et r_{t+1} le rendement de l'actif sans risque sur la période $[t, t+1]$.

L'évaluation empirique de la prime de risque ($R_t - r_t$) se heurte généralement à de nombreuses difficultés, notamment :

- La valeur théorique de la prime est en moyenne excessive par rapport aux rendements observés. Sur le marché américain, la prime de risque moyenne sur les 90 dernières années a été évaluée à environ 6% par an, ce qui, dans le cadre du modèle précédent, correspond à une aversion au risque trop importante pour être réaliste.
- Les valeurs obtenues sont trop souvent négatives, ce qui est incompatible avec la définition même du risque. Une prime de risque négative signifie en effet que les investisseurs acceptent de payer un actif risqué plus cher qu'un actif sans risque.

Ces difficultés, rencontrées à l'origine dans le paradigme des modèles d'équilibre, constituent l'énigme de la prime de risque, *puzzle* que de nombreux modèles d'évaluation ont tenté de résoudre par la suite.

1.1.2 - L'évaluation par absence d'opportunité d'arbitrage

Une approche alternative consiste à considérer le prix d'un actif de façon normative, comme l'unique résultat possible compte tenu d'une hypothèse de non-arbitrage.

D'après le modèle *DDM* (*Dividend Discount Model*), le prix de cession d'une action doit être égal à la somme actualisée des dividendes futurs auxquels la détention de l'action donne droit.

En notant P_0 le prix de l'action sur le marché, D_t le dividende par action versé à la date t et ρ le taux de rendement interne, on doit avoir :

$$P_0 = \sum_{t=1}^{+\infty} \frac{D_t}{(1+\rho)^t}$$

En absence d'opportunité d'arbitrage, si D_t désigne à présent le dividende anticipé par l'investisseur, la valeur du taux de rendement interne permet de déterminer la prime de risque. Le taux de rendement interne peut en effet être décomposé en deux éléments : l'un représente la rémunération normale du capital, c'est à dire le taux d'intérêt de l'actif sans risque, l'autre correspond au supplément de rendement minimum exigé par l'investisseur pour détenir l'actif risqué, ce qui constitue en d'autres termes la *prime de risque ex-ante*.

1.2 - Horizon de prévision fini et calcul de la prime

Si l'horizon de la détention de l'actif est fini, l'équation ci-dessus s'écrit :

$$P_0^T = \sum_{t=0}^{T-1} \frac{D_t}{(1+\rho)^t} + \frac{P^T}{(1+\rho)^T}$$

P_0^T est la valeur de l'action détenue en $t=0$ pour l'horizon de détention T .

P^T , le prix de revente à la date T , sera alors :

$$P^T = \sum_{t=T}^{+\infty} \frac{D_t}{(1+\rho)^t}$$

Si le cours anticipé par l'investisseur est connu du modélisateur, il est alors aisé de déterminer une valeur de la prime de risque *ex-ante*. Cette approche a été appliquée par Abou et Prat (1998) pour calculer des primes *ex-ante* à partir des prévisions du panel d'experts américains Livingston. Elle n'est pas envisageable ici car la base de données *Jacques Chahine Finance* ne fournit pas le cours anticipé par les analystes.

L'évaluation de la prime à partir de l'actualisation d'un flux de dividendes à horizon infini pose problème. Dès lors que le prix de revente prévu par l'agent ne peut être connu, la pertinence du modèle *DDM* n'est plus assurée. La difficulté majeure réside dans la fixation de l'horizon économique de l'évaluation et dans la détermination de la valeur terminale de l'équation du *DDM*.

En effet, lorsque l'horizon de détention est court, la part des dividendes dans la prime de risque sera peu importante et la plus grande partie de la valeur de l'action sera constituée par le montant actualisé du prix de revente.

D'autre part, comme les dividendes futurs ne sont généralement prévus que sur un horizon court, l'application du *DDM* suppose une estimation des valeurs inconnues. Son adéquation pour le calcul de primes *ex-ante* dépendra alors fortement des méthodes d'extrapolation utilisées. De fait, les flux de dividendes anticipés sur une courte période sont insuffisants à eux seuls pour évaluer une entreprise. Cela est d'autant plus vrai que la politique habituelle des firmes en matière de distribution de dividendes vise à lui donner un profil de croissance, signal adressé au marché de la bonne santé financière de l'entreprise.

1.2.1 - Les méthodes d'extrapolation

Comme les bénéfices d'une entreprise présentent une composante permanente et une composante transitoire, de nombreux modèles d'évaluation fondés sur une hypothèse de croissance exponentielle ont été proposés dans la littérature. Nous évoquerons brièvement deux approches possibles.

a. Le modèle de Gordon et Shapiro (1956)

Le modèle le plus célèbre est celui proposé par Gordon et Shapiro (1956). Si B_t est le bénéfice net par action et D_t le dividende à la date t , on aura les relations suivantes :

$$B_t = B_0(1+g)^t$$

$$D_t = (1-b)B_t = (1-b)B_0(1+g)^t = D_0(1+g)^t$$

où b représente le coefficient de rétention des bénéfices et g le taux de croissance à long terme des bénéfices de la firme. La valeur de l'action s'écrit alors :

$$P_0 = \sum_{t=0}^{+\infty} \frac{D_1(1+g)^t}{(1+k)^{t+1}}$$

Sous la condition admissible que $g < k$, on a :

$$P_0 = \frac{D_1}{k-g}$$

Ce qui est équivalent à :

$$k = \frac{D_1}{P_0} + g$$

Cette dernière équation montre que sous l'hypothèse d'une chaîne de dividendes de terme constant, le taux de rendement interne peut s'écrire comme la somme du taux de rendement boursier (*dividend yield*) et du taux de croissance de longue période des revenus. Comme cette dernière valeur n'est pas connue, ce modèle ne peut être retenu ici.

b. Le modèle à trois phases

L'un des modèles dérivés du DDM les plus utilisés, notamment par l'équipe d'analystes de la CDC, est le modèle à trois phases [cf. Abou et Sassenou (2000) pour une application]. L'approche repose sur les hypothèses suivantes :

- Pour une première période (évaluée à cinq ans à la CDC), on utilise les prévisions de dividendes explicites.
- Sur une seconde période (les quatre années suivantes), on extrapole les dividendes anticipés en fonction du taux de croissance intermédiaire du secteur concerné : ce taux est appliqué jusqu'à la date de maturité de la croissance de la firme, c'est à dire la date à partir de laquelle la firme a épuisé ses sources de sur croissance.
- Pour la période résiduelle, on extrapole des dividendes en fonction du taux de croissance de long terme de l'économie.

Ce modèle est donné par l'équation suivante :

$$P_0 = \sum_{k=1}^5 \frac{D_k}{(1+\rho)^k} + \sum_{l=1}^4 \frac{D_5 l^{l-5}}{(1+\rho)^{l+5}} + \sum_{t=9}^{+\infty} \frac{D_5 l^5 g^{t-5}}{(1+\rho)^{t+9}}$$

où l est le taux de croissance des dividendes sur la période intermédiaire et g le taux de croissance de long terme de l'économie. Comme précédemment, ces taux de croissance ne sont pas connus ou déterminés par les analystes et nous n'avons pu appliquer ce modèle.

1.2.2 - Les limites des modèles fondés exclusivement sur les dividendes

De telles méthodes d'extrapolation accordent au taux de croissance des dividendes un poids significatif dans la détermination du taux de rendement interne. La fixation arbitraire de ces paramètres par le modélisateur affecte ainsi une part importante des primes, ce qui réduit d'autant l'intérêt d'une approche individuelle par titre et par expert.

Par ailleurs, l'information véhiculée par des dividendes extrapolés est faible. Les dividendes futurs étant aléatoires et la politique de distribution de la firme ne pouvant être parfaitement anticipée, le recours aux seuls dividendes pour déterminer la prime de risque est peu satisfaisant. En particulier, le décideur qui estime le taux de capitalisation implicite du marché doit se fonder, non pas sur les flux de dividendes qu'il souhaite distribuer, mais sur ceux qu'anticipent les investisseurs sur la base d'informations nécessairement partielles. La pertinence du *DDM* peut être ainsi sérieusement remise en question.

Dans la pratique, de nombreux analystes financiers évaluent le cours anticipé d'une action à partir de ratios comptables. Un des critères les plus couramment utilisés est le *price earning ratio (PER)*. Il représente le rapport du cours sur le bénéfice net par action.

Ce ratio peut être interprété comme un cas particulier du modèle de Gordon et Shapiro, dans lequel le taux de croissance des bénéfices g est égal au taux de rentabilité des investissements de la firme (donné par le taux de rendement interne) multiplié par le coefficient de rétention des dividendes. Dans ce cas, le *PER* sera égal au taux de rendement interne :

$$\frac{BNA}{P} = \rho$$

Un autre critère fréquemment employé par les analystes est le *price-to-book value ratio (PB)*. Il correspond au rapport entre la valeur nette de l'actif et la capitalisation boursière de la firme. Fama et French (1995) ont montré que ce ratio possède un important pouvoir explicatif des rendements attendus par les investisseurs.

Le *price-to-book ratio* est cependant difficile à interpréter car il possède plusieurs déterminants. Un ratio peu élevé peut décrire une firme détenant beaucoup d'actifs intangibles, tels que les investissements en capital *Recherche et Développement*. Ils ne sont pas inscrits dans la valeur comptable nette de l'entreprise mais doivent être pris en compte dans le prix de marché. Un ratio faible peut correspondre également à une entreprise qui dispose d'importantes opportunités de croissance. Il peut enfin décrire une firme de négoce de matières premières aux perspectives de croissance limitées, mais qui dégagerait des profits spéculatifs temporaires importants. Par ailleurs, de même qu'il existe une corrélation positive entre la taille de l'entreprise et le *PER*, les auteurs ont mis en évidence une corrélation négative entre la taille mesurée par le chiffre d'affaires et le *price-to-book ratio (PB)*. Une firme en difficulté voit ainsi sa taille économique se réduire, ce qui a pour effet d'accroître sa valeur comptable relativement à la capitalisation boursière.

Si la valeur nette comptable était parfaitement corrélée à la capitalisation boursière, il serait inutile d'utiliser le *PER* pour évaluer une action. De même, si le *PER* était une mesure parfaite des rendements, il ne serait pas nécessaire d'utiliser le *PB*. Il serait alors possible de déterminer une prime de risque consistante.

En pratique, les investisseurs utilisent des multiples du *PB* ou du *PER* pour évaluer une entreprise. Ces multiples sont des *benchmarks* estimés généralement par secteur. Ils servent à calculer le cours anticipé d'une action et peuvent donc être utilisés pour déterminer une prime de risque par bureau. Une telle méthode n'est cependant pas totalement satisfaisante car le choix des *benchmarks* reste arbitraire. De plus, comme l'ont montré Fama et French (1995) notamment, le pouvoir explicatif de telles primes peut s'avérer être très limité lorsque le *PB* et le *PER* prennent des valeurs élevées, difficilement interprétables.

1.3 - Le modèle retenu

En pratique, les anticipations des bureaux d'analyse financière dépassent très rarement un horizon de deux à trois ans. On dispose cependant de prévisions et de réalisations concernant les caractéristiques économiques et financières fondamentales des firmes cotées. Il devient alors possible de définir un modèle qui traite de façon satisfaisante la question du calcul de la valeur résiduelle des flux de dividendes.

1.3.1 - Traitement de la valeur terminale

Une approche alternative au modèle *DDM* consiste à privilégier les variables qui anticipent la création de richesse par la firme plutôt que sa distribution. Penman et Sougiannis (1996) retiennent une équation de valeur ajoutée (*surplus equation*), relation comptable générique qui relie une variable de stock à deux variables de flux représentatives de la création et de la distribution de valeur ajoutée. Cette équation s'écrit :

$$ACN_{t+\tau} = ACN_{t+\tau-1} + BNA_{t+\tau} - DIV_{t+\tau}$$

$ACN_{t+\tau}$ représente la valeur de l'actif comptable net par action à la date $t+\tau$, $BNA_{t+\tau}$ la valeur du bénéfice net par action anticipé en t pour $t+\tau$ et $DIV_{t+\tau}$ le montant des dividendes versés par action prévu en t pour $t+\tau$.

Cette équation permet de traiter *backward* (par itération *arrière*) le problème de la valeur terminale. Elle reste vraie quelles que soient les variables explicatives de la valeur ajoutée, ce qui laisse une grande liberté au modélisateur. Les techniques d'évaluation diffèrent alors seulement par l'identification des variables BNA et ACN .

En substituant par itération la valeur de DIV_t dans le modèle *DDM*, on obtient une valeur théorique de l'action pour un horizon de détention fini T :

$$P_t^T \equiv ACN_t + \sum_{\tau=1}^T \frac{1}{(1+\rho)^\tau} E[BNA_{t+\tau} - \rho^\tau ACN_{t+\tau-1}]$$

En réitérant dans l'équation de la valeur ajoutée, on peut alors réécrire P_t^T comme :

$$P_t^T = \sum_{\tau=1}^T \frac{1}{(1+\rho)^\tau} E(DIV_{t+\tau}) + \frac{1}{(1+\rho)^T} E(ACN_{t+T})$$

Par ailleurs, de l'équation du *DDM*, on tire :

$$P_t = \sum_{\tau=1}^T \frac{1}{(1+\rho)^\tau} E(DIV_{t+\tau}) + \frac{1}{(1+\rho)^T} E(P_{t+T})$$

Ainsi, P_t^T tend vers P_t lorsque $T \rightarrow +\infty$

En réitérant la valeur de DIV_t dans la première équation qui définit P_t^T , on obtient la valeur actualisée des bénéfices lorsque les dividendes sont réinvestis dans l'entreprise et capitalisés au taux de rendement interne :

$$V_t^T \equiv \rho^{-T} E\left[\sum_{\tau=1}^T BNA_{t+\tau} + \sum_{\tau=1}^T \rho^{T-\tau} DIV_{t+\tau}\right]$$

Il peut être alors montré que la somme actualisée des bénéfices réinvestis est égale à la valeur de l'actif net plus une capitalisation de la valeur terminale:

$$V_t^T = ACN_t + \frac{1}{((1+\rho)^T - 1)} \sum_{\tau=1}^T (1+\rho)^{T-\tau} E(BNA_{t+\tau} - \rho ACN_{t+\tau-1})$$

Les équations de P_t^T et V_t^T montrent que, pour toute spécification de ACN et BNA , les modèles d'évaluation à horizon fini sont généralement tronqués, sauf lorsque la valeur informative de l'actif net est suffisamment importante pour déterminer les flux de cash-flows à venir et pour calculer un taux de rendement interne pertinent.

Cela est vrai sous certaines conditions fortement restrictives.

- Le premier modèle est sans erreur si $E(P_{t+T} - ACN_{t+T}) = 0$. Dans le cas contraire, l'erreur sera de $\frac{1}{(1+\rho)^T} E(P_{t+T} - ACN_{t+T})$. Celle-ci est d'autant plus grande que l'horizon de prévision est court. Elle montre que le modèle à horizon fini n'est pas tronqué lorsque le *price-to-book ratio* est égal à un, hypothèse qui n'est généralement pas vérifiée en pratique.
- Le deuxième modèle est sans erreur si $E(P_{t+T} - ACN_{t+T}) - (P_t - ACN_t) = 0$, ce qui implique un ratio *PB* constant dans le temps, situation également improbable.

Penman (1996) propose un modèle général à horizon fini qui inclut V et P comme des cas particuliers. Si à l'horizon $t+T$, la relation $E(P_{t+T+s} - ACN_{t+T+s}) = K E(P_{t+T} - ACN_{t+T})$ est respectée, quel que soit $s > 0$, alors :

$$+ \frac{1}{(1+\rho)^T} \left[\left(\frac{1}{(1+\rho)^s - K} \right) E \left(\sum_{\tau=1}^s BNA_{t+T+\tau} + \sum_{\tau=1}^s (1+\rho)^{s-\tau} DIV_{t+T+\tau} - ((1+\rho)^s - 1) ACN_{t+T} \right) \right]$$

est une valeur terminale sans erreur de P_t .

Le coefficient K représente la variation de la prime attendue sur l'horizon de détention de l'actif. Il mesure en fait les erreurs de prévision sur les variables anticipées figurant dans l'équation de la valeur ajoutée.

On définit ainsi un DDM modifié à horizon fini :

$$P_t = \sum_{\tau=1}^T \frac{1}{(1+\rho)^\tau} DIV_{t+\tau} + \frac{1}{(1+\rho)^T} \left[\left(\frac{1}{(1+\rho)^s - K} \right) E \left(\sum_{\tau=T}^{T+s} BNA_{t+T+\tau} + \sum_{\tau=1}^{T+s} (1+\rho)^{s-\tau} DIV_{t+T+\tau} - ((1+\rho)^s - 1) ACN_{t+T} \right) \right]$$

Cette spécification est particulièrement bien adaptée à l'évaluation de primes de risques ex-ante dans une perspective purement micro-économique, par expert et par titre. Elle intègre pleinement les prévisions des analystes concernant trois indicateurs fondamentaux : les bénéfices, les dividendes et l'actif net. Elle résout également de façon satisfaisante les problèmes de troncation : les valeurs terminales sont déterminées ici sur la base des seules anticipations individuelles.

1.3.2 - Adaptation du modèle théorique

Il convient d'adapter le modèle théorique aux données disponibles en déterminant la valeur de l'horizon de prévision. Dans leur synthèse sur les modèles d'évaluation faisant appel à l'équation de valeur ajoutée, Penman et Sougiannis (1996) montrent que ce DDM modifié a un pouvoir explicatif supérieur aux autres modèles lorsque l'horizon des prévisions varie entre 5 et 8 ans. Comme les anticipations des analystes de la base *Chahine Finance* excèdent très rarement trois années, nous avons retenu cet horizon de prévision.

Le DDM modifié s'écrit finalement :

$$P_t = \sum_{\tau=1}^3 \frac{1}{(1+\rho)^\tau} DIV_{t+\tau} + \frac{1}{(1+\rho)^3} \left[\left(\frac{1}{(1+\rho)^3 - K} \right) \mathbb{E} \left(\sum_{\tau=1}^3 BNA_e + \sum_{\tau=1}^3 (1+\rho)^{3-\tau} DIV_e - ((1+\rho)^3 - 1) ACN_e \right) \right]$$

Estimation des données manquantes

Les anticipations manquantes ont été estimées selon les principes suivants :

- Pour les bureaux qui fournissent les dividendes nets par action [resp. les bénéfices] en t et t+1 mais pas en t+2, on utilise la formule $DIV_3 = DIV_2 \left(\frac{DIV_2}{DIV_1} \right)$ [resp. $BNA_3 = BNA_2 \left(\frac{BNA_2}{BNA_1} \right)$] afin d'estimer les dividendes [les bénéfices] à la période t+2. Si le bureau ne renseigne les dividendes [les bénéfices] que pour seulement la date t, la prime de risque n'est pas calculée.
- BNA_e est la moyenne des prévisions de bénéfice pour les périodes t, t+1 et t+2.
- ACN_e est la moyenne des anticipations de l'actif net pour t et t+1.

Le nombre de bureaux qui fournissent régulièrement une prévision de l'actif net est plus restreint. Aussi, la règle d'extrapolation retenue est la suivante. Si l'actif net n'est pas renseigné en t ou t+1, on le remplace par le consensus des anticipations du secteur à la même date, s'il peut être calculé. A défaut, on substitue les valeurs effectives observées en t ou t+1. Il convient de noter cependant que grâce à un phénomène d'apprentissage et du fait de la notoriété accrue de l'enquête *Chahine Finance*, le taux de réponse pour cette variable a fortement augmenté au cours de la période.

Calibrage du paramètre K

La seule valeur arbitraire du modèle est celle du coefficient K. Penman et Sougiannis (1996) suggèrent une estimation de $K=1.05$. Cela signifie que sur la base des seules réalisations disponibles à la date t, les investisseurs exigent une prime de risque de 6% l'an pour détenir l'actif sur un horizon de T+s-t années.

Il convient de vérifier si cette valeur du paramètre K est admissible pour le marché boursier français. Pour ce faire, nous avons calculé par la méthode du gradient la valeur de K qui correspond à une prime de risque annuelle de 6%, niveau de référence souvent évoqué dans la littérature. Compte-tenu du taux sans risque à un an observé au cours de la période étudiée (5% en moyenne entre 1993-1998), on en déduit par simple addition de la prime de référence, un taux de rendement interne annuel de 11%. Le paramètre K a été calculé pour chaque titre à partir des prévisions des bureaux qui ont renseigné le plus grand nombre de valeurs du SBF250 au cours de la période sous revue.

Les calculs mettent en évidence un certain nombre d'estimations aberrantes, en particulier lorsque K est proche de x^5 . Abstraction faite de ces valeurs extrêmes, la moyenne des coefficients K, non pondérée par les capitalisations boursières, s'établit à 1.048. Ce résultat est tout à fait comparable aux données américaines. Nous avons de fait validé l'estimation $K=1.05$.

Choix du taux sans risque

Le calcul de la prime ex-ante attachée à la détention d'un titre à une date donnée revient à estimer le taux de rendement interne ρ . La prime de risque est alors égale à la différence entre ce taux et le taux sans risque, lequel représente le coût d'opportunité de détention du titre. La prime évaluée selon le modèle précédent s'inscrit dans une perspective de court terme cohérente avec l'horizon économique des opérateurs en bourse que retrace l'horizon prévisionnel des analystes. Pour ces raisons, le taux d'intérêt à un an a été retenu. Il constitue un taux sans risque bien adapté à notre objet.

II - Evaluation des primes ex-ante

Après avoir décrit le processus d'apurement des données de départ, et notamment la réduction des dimensions d'étude : titres, bureaux d'expertise et mois d'enquête, nous en apprécierons l'impact sur la représentativité de l'échantillon soumis à analyse.

2.1 - Apurement initial des données

Les taux de rendement interne et les primes associées ont été estimés sur un échantillon de 52 analystes. Afin d'assurer un quasi-cylindrage des données, nous avons retenu les 248 titres qui constituent le SBF 250 au 31 décembre 1998, présents depuis janvier 1993.

2.1.1 - Un faible taux de remplissage

Au total, seulement 145 122 primes ont été calculées sur les 928 512 théoriquement possibles (248 titres * 52 bureaux * 72 mois d'enquête). Ce faible taux de réponse (15.63%) résulte du caractère volontaire de la participation à l'enquête. Il montre également que les analystes financiers ne se risquent pas à formuler des prévisions hasardeuses, notamment pour les valeurs qu'ils ne suivent pas régulièrement. En effet, les experts concentrent leur attention sur un panel de titres qui comprend notamment les valeurs phares de la place de Paris. S'agissant de prévisions pluriannuelles, il est également logique d'observer que le nombre de valeurs renseignées augmente tout au long de l'année, à mesure que l'horizon anticipé se rapproche.

2.1.2 - Les valeurs aberrantes du taux de rendement interne

La base de données Chahine fournit toutes les variables nécessaires au calcul du taux de rendement interne par titre, bureau et mois d'enquête. Comme attendu, l'algorithme utilisé pour calculer les taux de rendement interne (méthode du gradient) a généré 205 taux négatifs qui ont été éliminés (0.14% des primes renseignées). En outre, afin de filtrer le bruit statistique présent dans les données, nous avons tronqué les 1451 observations supérieures au centile 99 (35.51%) de la distribution des taux de rendement interne.

1 656 valeurs aberrantes, soit 1.14% des observations, ont donc été supprimées.

2.1.3 - Les primes de risque négatives

On ne relève que 1 406 primes négatives sur les 143 466 primes restantes (0.98%). Un tel constat positif tend à montrer qu'une approche purement microéconomique constitue bien une voie de résolution possible de l'énigme de la prime de risque qui, de ce fait, résulterait notamment d'un problème de mesure statistique.

On note en particulier que 470 de ces 1406 primes sont comprises entre -0.5% et 0. En raison de l'imprécision inhérente à l'algorithme de calcul du taux de rendement interne, on peut considérer ces primes comme nulles. 936 primes véritablement négatives ont été ainsi éliminées.

2.1.4 - La distribution des primes de risque ex-ante

Au total, 2 592 observations ont été finalement exfiltrées. On dispose donc de 142 530 primes de risque, ce qui correspond à un taux de remplissage de la base de 15.35%. Sur cet échantillon, la prime de risque annuelle moyenne est de 5.82% et la médiane s'établit à 4.93%. La distribution des primes s'étend de 0 à 32.08%, avec une asymétrie droite (skewness égal à 2.26). Cette asymétrie ne concerne en fait qu'un faible nombre d'observations puisque seulement 5% des primes sont supérieures à 12.97%. La distribution est par ailleurs relativement peu dispersée, ce qu'illustrent le coefficient d'aplatissement (kurtosis égal à 7.81) et l'écart type, de l'ordre de 3.9%.

2.2 - Réduction des dimensions d'étude

Il importe de réduire les dimensions de la base de données afin de disposer d'une matrice tri-dimensionnelle la moins creuse possible. Privilégiant la dimension "titres" par rapport aux deux autres dimensions, la sélection des données a été opérée d'abord sur la période d'étude (les mois d'enquête), puis sur les bureaux d'analyse financière (les experts).

2.2.1 - Réduction de la période sous revue

Elimination de l'année 1993

Les données mensuelles disponibles couvrent la période janvier 1993 - décembre 1998. L'observation des taux de réponse nous a cependant conduit à ne pas retenir 1993, année où le nombre de primes mensuelles renseignées atteint un niveau plancher. Plusieurs raisons expliquent ce phénomène.

D'une part, l'enquête Chahine était alors encore faiblement diffusée auprès des analystes. L'autre explication réside dans le pourcentage élevé (32.8%) de primes négatives observées en 1993, notamment au premier trimestre. Cette année-là connaît une inversion de la courbe des taux, les taux courts devenant supérieurs aux taux longs. Cela est clairement visible sur le graphe qui compare l'évolution des taux d'intérêt à un an et à dix ans (*cf. annexe 1*). Avec des taux courts aussi élevés, la probabilité d'obtenir une prime de risque négative devient forte.

L'évolution cyclique du nombre de primes mensuelles

Le nombre de primes renseignées chaque mois croît avec le temps. Deux raisons expliquent ce phénomène : d'une part, la plus large diffusion de l'enquête auprès des analystes et, d'autre part, la sélection initiale des seuls titres qui constituent le SBF250 en fin de période. Un phénomène similaire, cyclique, est observé au niveau infra-annuel. Il renvoie au fait que le risque d'erreur de prévision diminue naturellement à mesure que l'on se rapproche de l'horizon *annuel* anticipé.

La période d'étude s'étend donc de janvier 1994 à décembre 1998, soit sur 5 années avec un total de 60 enquêtes mensuelles. Le taux de remplissage de la base, vierge des primes négatives et des valeurs extrêmes du taux de rendement interne, est désormais de 17.55% (135 371 primes retenues sur les 771 248 possibles).

2.2.2 - Réduction du nombre de bureaux d'analyse financière

La distribution du nombre de primes renseignées par les 52 experts marque une rupture pour 26 bureaux dont le taux de réponse est inférieur à 10%. Par conséquent, on ne retiendra que les 26 premiers bureaux d'analyse, échantillon où prédominent les grandes banques françaises. Le taux de remplissage de la base s'élève désormais à 31.92% (122 745 primes sur les 384 564 possibles).

2.2.3 - Réduction du nombre de titres

La dernière étape vise à réduire le nombre de titres. La distribution des taux de réponse pour les 248 titres décroît régulièrement. Seuls les 98 titres dont le pourcentage de primes renseignées est supérieur à 40% ont été pris en compte. Ils correspondent majoritairement à de grandes entreprises (*cf. annexe 2*).

En définitive, au terme de ce processus d'apurement emboîté par date, bureau et titre, le taux de remplissage de la base est de 59.9% (91 083 primes sur les 152 160 possibles). L'échantillon final rassemble 98 titres étudiés par 26 experts au cours de 60 mois d'enquête.

2.2.4 - Description des primes ex-ante

La moyenne des primes annuelles anticipées est de 5.67% (5.82% avant réduction de la base de données) et la médiane de 4.92% (4.93% auparavant). La distribution s'étale de 0 à 31.73% (de 0 à 32.08% précédemment) et l'écart type vaut 3.36% (3.90%).

La réduction des dimensions de la base a donc lissé très légèrement la distribution des primes de risque. Celle-ci est unimodale, centrée au tour de la valeur médiane, et asymétrique, étalée vers la droite (coefficient d'asymétrie de 2.15 et coefficient d'aplatissement de 7.96). On note enfin que seulement 5% des primes de risque annuelles dépassent 11.73% (*cf. annexe 3*).

2.3 - Représentativité de l'échantillon

Pour juger de la représentativité statistique du panel retenu par rapport aux données initiales, nous allons apprécier séparément l'impact de la réduction du nombre de titres et du nombre de bureaux. Nous envisagerons ensuite l'effet joint de la sélection des titres et des bureaux en calculant une prime de marché.

2.3.1 - La réduction du nombre de titres induit une légère sous estimation des primes

Pour apprécier l'impact du passage de 248 à 98 titres, on évalue sur la période 1994.01 - 1998.12, la prime moyenne, la prime médiane et la dispersion des primes pour chacun des 26 bureaux. Ce calcul est mené, d'une part sur l'échantillon des 98 titres et, d'autre part, sur le panel des 248 titres du SBF250 (*consensus Chahine*).

Les résultats présentés dans le tableau 2.1 montrent que la réduction du nombre de titres a induit un lissage et une légère sous-estimation des primes de risque moyenne et médiane.

Tableau 2.1 : Impact de la réduction du nombre de titres

	Moyenne	Médiane	Ecart-type
Consensus pour 98 titres et 26 bureaux	5.67%	4.93%	3.33%
Consensus Chahine (248 titres et 26 bureaux)	5.93%	5.04%	3.78%
R ²	60.7%	79.03%	48.94%

Les deux séries de primes par bureau sont très corrélées : près de 80% de la variance des primes médianes calculées sur les 248 titres est expliquée par la série des primes estimées sur seulement 98 titres. De fait, les titres du SBF250 les plus connus et les plus suivis ont été sélectionnés. Ils correspondent généralement à de grandes entreprises. Les primes de risque associées sont comparativement inférieures, car l'incertitude qui affecte les résultats financiers de ces firmes est moindre.

2.3.2 - La réduction du nombre de bureaux n'a aucun effet significatif

L'effet sur la prime de risque du passage de 52 à 26 bureaux est mesuré en calculant pour chaque titre sur la même période, les primes moyennes, médianes et les écart-types. Le consensus concerne, d'une part l'échantillon des 26 experts et, d'autre part, le panel initial des 52 bureaux (*consensus Chahine*).

Le tableau 2.2 montre que la sélection des bureaux n'a aucun effet significatif sur le niveau des primes, ni sur leur dispersion.

Tableau 2.2 : Impact de la réduction du nombre de bureaux

	Moyenne	Médiane	Ecart-type
Consensus pour 98 titres et 26 bureaux	5.81%	5.67%	2.07%
Consensus Chahine (98 titres et 52 bureaux)	5.83%	5.66%	2.10%
R ²	99.93%	99.96%	99.50%

Seuls les analystes les plus actifs du point de vue du nombre de valeurs suivies ont été retenus. Plus précisément, le passage de 52 à 26 bureaux, c'est à dire l'exclusion de la moitié des experts interrogés, a entraîné l'élimination de seulement 9.3% des primes renseignées dans la base de départ des 248 titres et 52 bureaux.

2.3.3 - La prime de marché pondérée

Il s'agit à présent d'apprécier l'effet joint de la réduction du nombre de bureaux et de titres. La comparaison s'effectue entre le consensus évalué sur l'échantillon final des 98 titres et 26 bureaux et celui calculé sur le panel initial des 248 titres du SBF 250 et des 52 analystes.

Pour ce faire, on détermine à chaque date et pour chaque titre, la médiane des primes des 26 bureaux. On en déduit la prime de marché à t donné en calculant la moyenne des primes médianes *pondérées* par la capitalisation boursière du titre (la *market-value*). Un calcul analogue est mené sur l'échantillon Chahine des 52 bureaux et 248 titres observés sur la même période.

Tableau 2.3 : Impact de la réduction simultanée du nombre de titres et de bureaux

	Moyenne	Médiane	Ecart-type
Consensus pour 98 titres et 26 bureaux	4.87%	4.76%	3.03%
Consensus Chahine (248 titres et 52 bureaux)	5.03%	4.99%	4.56%
R ²	98.04%	96.61%	62.51%

Une légère sous estimation de la prime pondérée

Comme attendu, on relève une légère sous estimation de la prime de marché. On note également la forte corrélation des deux séries. Les titres sélectionnés couvrent à chaque date environ 50% de la capitalisation boursière du SBF250. Les experts retenus, les plus actifs, ont accès à des informations plus complètes et leurs analyses sont fréquemment reprises par les cabinets de second rang. La perte d'information qui résulte du filtre des données est finalement négligeable. Le lissage de la prime de marché rend compte de l'homogénéité des principaux bureaux d'analyse financière du point de vue de l'évaluation du risque.

Evolution de la prime de risque de marché

L'évolution de la prime de risque capitalisée entre 1994 et 1998 appelle un certain nombre de commentaires (*cf. annexe 4*).

Durant le premier semestre 1994, la prime de marché augmente pour atteindre 4.79% en juin. Cet accroissement de l'incertitude est consécutif à la récession qui a frappé l'économie française en 1993. Entraîné à la baisse, le marché reflète au début de 1994 un certain pessimisme quant aux perspectives économiques. Dès le second semestre, cependant, les indicateurs économiques signalent l'amorce d'une reprise. La prime inaugure alors un mouvement baissier, atteignant un niveau plancher en décembre 1994 : 3.27%.

Entre décembre 1994 et janvier 1995, la prime pondérée grimpe à 5.50%. Une telle évolution brusque et importante ne peut être expliquée par l'évolution du taux sans risque ou de la capitalisation boursière. Il résulte de la crise mexicaine. L'effet "Tequila" qui affecte alors le marché français est de courte durée : en avril 1995, la prime moyenne retombe à 3.85%.

L'élection du Président Chirac et la nomination d'Alain Juppé au poste de Premier Ministre correspondent à une très forte hausse de la prime de marché, hausse qui atteint son apogée en janvier 1996 (5.84%). Elle se maintient à des niveaux équivalents jusqu'en mai 1997 (5.63%). Coïncidence ou non, la dissolution de l'Assemblée nationale et la désignation de Lionel Jospin à Matignon accompagne l'inversion de cette tendance. La prime de marché diminue alors significativement pour atteindre 4.84%. On peut supposer qu'il s'agit là d'un effet d'annonce : les analystes ont tablé sur une amélioration de la conjoncture qui marque une rupture avec le climat de morosité qui règne sur les marchés à la fin de l'ère Juppé.

Les crises de l'été 1998 en Russie et en Amérique Latine, enfin, plongent les opérateurs dans la perplexité. A l'instar de la crise mexicaine de 1994, l'épisode sera de courte durée, puisqu'en décembre 1998, la prime de marché revient à 4.67% alors même qu'elle atteignait 5.76% en septembre.

Au total, il apparaît que la prime de risque anticipée retrace assez fidèlement la réaction des marchés aux événements qui marquent la conjoncture économique et l'actualité politique, tant en France qu'à l'étranger.

III - Hétérogénéité des primes selon le secteur d'activité et la taille des firmes

Nous examinons à présent l'hétérogénéité des primes individuelles en fonction des caractéristiques structurelles des entreprises : le secteur d'activité, la taille économique en termes de chiffre d'affaires, et la taille financière en termes de la capitalisation boursière.

Un examen préalable de la représentativité l'échantillon par rapport à la structure du SBF250 a montré que les conclusions de cette analyse pouvaient être raisonnablement extrapolées au marché des actions dans son ensemble.

3.1 - Le rôle du secteur d'activité

Le niveau des cours boursiers dépend dans une large mesure des marchés sur lesquels opèrent les firmes. A taille comparable, les entreprises appartenant à un même secteur ont globalement des potentiels de croissance proches. La dynamique sectorielle est clairement un déterminant fondamental des choix de portefeuille. Une stratégie d'investissement *top-bottom* est ainsi d'usage courant chez les opérateurs financiers : ils s'informent d'abord sur les secteurs les plus rentables puis, par secteur, ils sélectionnent les titres les plus performants. A l'évidence, le secteur d'activité discrimine nettement les primes de risque.

Le tableau 3.1 donne par secteur et pour l'ensemble de la période, la moyenne et la dispersion des primes, le nombre de titres pris en compte, le pourcentage de bureaux et de primes. La nomenclature sectorielle en 11 postes utilisée est celle définie par *Chahine Finance*.

Tableau 3.1 : Les primes de risque par secteur d'activité

Secteurs	Moyenne	Ecart-type	Nombre de titres	Pourcentage de bureaux	Pourcentage de primes
1 - Energie	5.5%	1.71%	2	2.10%	3%
2 - Produits de base	8.0%	5.04%	5	5.10%	5%
3 - Bâtiment - construction	7.1%	4.52%	10	10.20%	10%
4 - Electricité-électronique	5.0%	2.73%	8	8.2%	8%
5 - Automobile	6.2%	3.03%	9	9.20%	10%
6 - Biens de consommation	4.1%	2.08%	12	12.30%	12%
7 - Agroalimentaire	6.2%	2.80%	8	8.20%	9%
8 - Distribution	4.0%	1.24%	9	9.20%	10%
9 - Autres services	4.8%	2.74%	18	18.30%	17%
10 - Services financiers	6.9%	3.83%	10	10.20%	10%
11 - Assurances-immobilier	7.1%	3.51%	7	7.10%	7%
Ensemble	5.67%	3.36%	98	100%	100%

3.1.1 - Une bonne couverture des secteurs

Dans les secteurs très concentrés, comme l'énergie et les produits de base, le nombre de titres est logiquement faible (2 titres pour l'énergie et 5 dans les produits de base). Mais ces firmes assurent à elles seules une bonne couverture de leur secteur, tant en termes de masse de chiffre d'affaires, qu'en termes de capitalisation boursière : respectivement 49% et 46% pour le secteur de l'énergie, et 42% et 39% pour le secteur des produits de base. Plus généralement, on peut conclure à une bonne représentativité sectorielle de l'échantillon.

3.1.2 - De fortes disparités sectorielles

Comme attendu, on relève de fortes disparités sectorielles. L'activité sectorielle discrimine nettement les primes de risque.

La forte incertitude qui affecte depuis la mi-1994 le rendement des titres du secteur des produits de base ressort au travers de la valeur de la prime moyenne (8.0%), la plus élevée des primes sectorielles. Une conséquence indirecte de cette incertitude est la faible pourcentage d'analystes qui suivent ce secteur (seulement 5.10% des bureaux qui suivent au plus 5 titres).

A l'inverse, le secteur des biens de consommation et celui de la distribution présentent les primes de risque moyennes les plus faibles (respectivement 4.1% et 4.0%). Ce résultat correspond à la reprise de la croissance économique et de la consommation anticipée en 1995 et observée dès l'année suivante, redressement qui n'a pas connu d'inflexion depuis. En conséquence, les investissements boursiers dans ces secteurs sont jugés peu risqués.

3.1.3 - Confirmation par les tests statistiques

Les primes de risque mises en évidence sont cohérentes avec les données du marché et reflètent bien les spécificités sectorielles. Différentes hypothèses d'égalité des primes sectorielles moyennes (test de Student) et des variances (test de Fisher) ont été testées. Elles sont généralement rejetées au seuil de 5%

Cependant, pour les secteurs de l'automobile et de l'agroalimentaire, d'une part, et pour les secteurs du bâtiment et de la construction, des assurances et de l'immobilier, d'autre part, l'hypothèse d'égalité ne peut être rejetée au seuil de 5%. L'hypothèse d'égalité de la prime moyenne de chaque secteur à la prime moyenne pour le reste de l'échantillon est par contre systématiquement rejetée au seuil de 1%.

Notons enfin que la dispersion des primes dans le secteur de l'électricité-électronique et dans les "autres services" est comparable (égalité des variances acceptée au seuil de 5%).

3.2 - L'effet de la taille économique

La taille économique des firmes constitue un paramètre essentiel dans l'évaluation du risque par les analystes. Les signaux qu'adresse au marché une entreprise importante en termes de chiffre d'affaires seront facilement perçus par l'ensemble des investisseurs.

La taille économique est mesurée ici en discrétisant le chiffre d'affaires en 4 classes selon les quartiles de sa distribution à chaque mois d'enquête. Le tableau 3.2 donne par classe de taille économique et sur l'ensemble de la période, la moyenne et la dispersion des primes, ainsi que le pourcentage de primes renseignées.

Tableau 3.2 : Les primes de risque selon la taille économique

Taille économique	Moyenne	Ecart-type	% de primes renseignées
1	6.83%	3.95%	51%
2	5.81%	4.07%	57%
3	5.60%	2.99%	62%
4	5.59%	3.39%	69%
Ensemble	5.67%	3.36%	59.9%

3.2.1 - La prime de risque moyenne décroît avec le chiffre d'affaires

La prime de risque moyenne diminue sensiblement avec la taille économique de la firme : plus le chiffre d'affaires augmente, plus le risque anticipé est faible. De ce point de vue, la médiane des chiffres d'affaires constitue un seuil significatif : les titres des grandes entreprises en termes de niveau d'activité (classes 3 et 4) sont jugés moins risqués que ceux des firmes moyennes et surtout petites (classes 1 et 2).

Les firmes importantes ont souvent atteint leur taux de croissance de long terme. Fréquemment diversifiées et opérant sur plusieurs marchés, elles présentent naturellement des variations d'activité faiblement cycliques. Le cours de ces valeurs est en général moins volatil. Elles présentent donc a priori moins de risque pour les investisseurs.

Cette hétérogénéité est confirmée par des tests statistiques menés comme précédemment sur les moyennes et les variances. On conclut systématiquement au rejet de l'hypothèse d'égalité au seuil de 5%.

3.2.2 - La dispersion est plus forte pour les petites entreprises

La dispersion des primes est plus importante pour les firmes de petite taille. Logiquement, l'hétérogénéité tend à diminuer lorsque la taille augmente. Dans les secteurs d'activité concentrés en particulier, les grandes entreprises opèrent sur des marchés d'envergure. Elles sont de fait exposées frontalement aux aléas de la conjoncture d'ensemble, ce qui a pour effet d'homogénéiser le risque attaché à leurs titres. Il est donc naturel que la variance tende à diminuer lorsque la taille économique croît. Au demeurant, comme le nombre de primes renseignées augmente également avec la taille des entreprises, ce phénomène se trouve être atténué.

3.3 - L'impact de la taille financière

3.3.1 - La prime de risque décroît avec la capitalisation boursière

A l'instar de la taille économique, la taille financière est mesurée en discrétisant la capitalisation boursière en 4 classes selon les quartiles de sa distribution à chaque mois d'enquête. Le tableau 3.3 détaille la prime moyenne, la dispersion et le pourcentage de primes renseignées. Comme précédemment, la moyenne et la dispersion des primes anticipées diminuent avec la taille financière.

Tableau 3.3 : Les primes de risque selon la taille financière

Taille financière	Moyenne	Ecart-type	% de primes renseignées
1	6.38%	3.85%	48%
2	6.36%	3.81%	56%
3	6.32%	3.37%	64%
4	5.22%	2.29%	71%
Ensemble	5.67%	3.36%	59.9%

3.3.2 - La taille financière, facteur explicatif du risque

La taille financière incorpore d'autres facteurs explicatifs du risque que la simple opportunité d'arbitrage. En effet, à la différence du chiffre d'affaires qui mesure un flux, c'est une variable de stocks qui véhicule une information plus structurelle, c'est à dire plus inerte et plus agrégée. De fait, le niveau de capitalisation boursière est un indicateur significatif du risque encouru par la détention d'un titre. Quatre raisons essentielles peuvent expliquer ce constat :

Premièrement, l'information véhiculée par les cours est plus riche dans le cas des entreprises à forte capitalisation boursière. L'incertitude étant moindre, la prime de risque est réduite d'autant.

Deuxièmement, les grandes firmes disposent d'un capital de notoriété qui leur permet de bénéficier d'une plus grande confiance de la part des investisseurs.

Troisièmement, le risque de défaut encouru par ces firmes est plus limité (fonds propres plus importants, soutien des banques et des administrations, etc.), autant de facteurs qui contribuent à faire baisser la prime.

Le risque de liquidité, enfin, est également moins prononcé pour les entreprises à forte capitalisation boursière, ce qui tend également à réduire la prime de risque.

Les titres des entreprises à forte capitalisation boursière sont particulièrement bien suivis par les analystes. Le pourcentage élevé de primes renseignées (71.13%) illustre les faibles opportunités d'arbitrage sur ces valeurs. En l'occurrence, le coût de l'information est moindre mais, inversement, les gains spéculatifs sont potentiellement plus limités.

Comme précédemment, différentes hypothèses d'égalité des primes moyennes et d'égalité des variances pour chaque classe de taille sont systématiquement rejetées au seuil de 5%.

3.4 - Effet joint de la capitalisation boursière et du chiffre d'affaires

Il est intéressant d'examiner la répartition des titres et des primes selon les deux critères de taille. La théorie financière stipule qu'en présence d'incomplétude des marchés, les investissements des entreprises dont la rentabilité est peu élevée ou trop risquée seront financés par endettement. A l'inverse, les firmes dont la rentabilité est notoire enverront des signaux crédibles au marché et se financeront en bourse. Ainsi, les titres devraient en théorie se répartir sur la diagonale principale de la matrice ventilant les primes suivant la capitalisation boursière et le chiffre d'affaires.

3.4.1 - Distribution des primes selon la taille économique et la taille financière

Le tableau 3.4 donne le pourcentage de primes par classe de chiffre d'affaires (CA) et de capitalisation boursière (CB) sur l'ensemble de la période.

Tableau 3.4 : Répartition des primes par classe de chiffre d'affaires et de capitalisation boursière

Taille	CA=1	CA=2	CA=3	CA=4	Ensemble
CB=1	12.7%	7.9%	4.7%	0.09%	25.5%
CB=2	8.9%	9.9%	4.7%	4.0%	23.9%
CB=3	2.4%	6.8%	7.5%	7.2%	23.9%
CB=4	0.0%	6.8%	7.5%	16.6%	24.7%
Ensemble	24.1%	24.5%	24.5%	25.0%	100%

Comme attendu, il existe une forte corrélation positive entre le chiffre d'affaires et la capitalisation boursière. On constate également que la matrice triangulaire inférieure domine : très logiquement, les analystes renseignent en priorité les firmes à forte capitalisation boursière.

3.4.2 - Le niveau des primes suivant la taille économique et financière

Afin de caractériser le niveau des primes de risque en fonction de la taille économique (CA) et de taille financière (CB) prises simultanément, nous avons dichotomisé chaque critère en fusionnant les classes en deçà (classes notées "-") et au delà (classes notées "+") de la médiane de chaque distribution. Le tableau 3.5 donne la moyenne et la dispersion des primes, ainsi que le pourcentage de primes renseignées selon les 4 classes nouvellement créées.

Tableau 3.5 : Les primes de risque par classe de chiffres d'affaires et de capitalisation boursière

Taille économique et financière	Moyenne	Ecart-type	% de primes par classe	% de primes renseignées
CA+ et CB-	4.70%	2.60%	10.30%	61%
CA+ et CB+	5.30%	2.90%	45.80%	69%
CA- et CB-	5.90%	3.50%	34.40%	52%
CA- et CB+	7.50%	4.50%	9.40%	52%
Ensemble	5.67%	3.36%	100%	59.9%

Les entreprises appartenant à la classe « CA+ et CB- » présentent les opportunités d'arbitrage les plus élevées, et par conséquent leurs titres s'avèrent peu risqués : la prime moyenne est ici la plus faible : 4.70%.

A l'opposé, les firmes de la classe « CA- et CB+ » sont fortement risquées, car leur activité économique est trop faible eu-égard à leur taille financière. La prime de risque moyenne est en l'occurrence la plus élevée (7.30%). Enfin, les entreprises des classes « CA- et CB- » et « CA+ et CB+ » qui correspondent à la diagonale principale du tableau 3.4, ont une prime moyenne conforme à leur profil économique et financier.

Les tests statistiques sur les primes moyennes et les variances concluent toujours au rejet de l'hypothèse d'égalité au seuil de 5%.

IV - Modélisation des primes de risque anticipées

Nous étudions un modèle structurel qui spécifie l'impact d'un ensemble de facteurs exogènes sur le risque anticipé. Nous précisons la signification de ces variables avant de discuter les résultats d'estimation.

4.1 - Sélection des dimensions explicatives

Au terme des explorations économétriques, sept variables exogènes ont été retenues. Elles concernent des indicateurs de structure et de performance économique et financière de la firme. Ce sont pour l'essentiel des réalisations, ce qui évacue les risques de biais de simultanéité typiques des modèles dont l'endogène est une anticipation :

- 1 - le bénéfice net par action de l'exercice précédent (BNA)
- 2 - le *price-to-book value ratio* courant (PB)
- 3 - le rapport de la capitalisation boursière sur le chiffre d'affaire en t (CAPCA)

- 4 - la rentabilité sur fonds propres anticipée pour l'exercice en cours (RENT)
- 5 - la variation de capitalisation boursière en glissement mensuel à la date t (VARCAP)
- 6 - la volatilité historique du cours sur les 12 derniers mois (VOLCRS)
- 7 - le *spread* des taux d'intérêt observé en t (SPREAD)

4.1.1 - Le bénéfice net par action réalisé à l'exercice précédent

Le *bénéfice net par action* réalisé à l'exercice précédent (BNA) permet d'appréhender le niveau de rémunération de l'actionnaire. C'est un indicateur *spot* sur lequel les analystes financiers fondent leurs prévisions. Il est clair que cette variable est corrélée négativement à la prime de risque.

4.1.2 - Le price-to-book value ratio

Le *price-to-book value ratio* observé à la date t (PB) correspond au rapport entre la valeur nette de l'actif et la capitalisation boursière de la firme. Nous avons rappelé précédemment (1.2.2) que ce ratio possède un important pouvoir explicatif des rendements futurs attendus, mais qu'il est assez difficile à interpréter. De façon générale, il traduit une performance financière relative qui tient compte des actifs de la firme. On admet que ce ratio est lié négativement à la prime de risque.

4.1.3 - Le ratio capitalisation sur chiffre d'affaires

Le *ratio de la capitalisation boursière sur le chiffre d'affaires* en t (CAPCA) rend compte de la taille financière de l'entreprise relativement à son poids économique. Son interprétation est identique à celle donnée précédemment (3.4.2). Il influe positivement la prime de risque.

4.1.4 - La rentabilité sur fonds propres anticipée pour l'exercice en cours

Très généralement, la rentabilité sur fonds propres se définit comme le rapport entre le bénéfice annuel total de l'exercice précédent et les fonds propres de l'entreprise. C'est un indicateur de la rentabilité financière de l'entreprise à moyen terme. Il rend compte de l'effet de levier sur l'endettement. Les titres d'une firme dont les projets d'investissement financés par endettement présentent un niveau de rentabilité élevé sont relativement peu risqué. En effet, un taux de rentabilité sur fonds propres supérieur au coût de ces mêmes fonds propres¹ montre que l'entreprise possède de fortes capacités à générer des rentes de situation. Elle présente donc un potentiel de croissance élevé et le risque associé est moindre.

Au demeurant, la *rentabilité sur fonds propres anticipée pour l'exercice en cours* (RENT) exerce un effet complexe sur le niveau du risque que présente la détention d'un titre. On peut cependant estimer qu'il est plus fréquemment baissier que haussier.

4.1.5 - La variation de capitalisation boursière en glissement mensuel

La capitalisation d'un titre représente le nombre total d'actions inscrites au passif du bilan, pondéré par le cours de l'action. Une augmentation de la capitalisation boursière se traduit en général par une baisse du niveau de risque du titre. La *variation de capitalisation boursière en glissement mensuel* à la date t (VARCAP) est donc liée négativement à la prime de risque.

4.1.6 - La volatilité historique du cours

La *volatilité historique du cours sur les 12 derniers mois* (VOLCRS) est une variable centrale des modèles d'évaluation des actifs financiers. De fait, les fluctuations de cours observées renseignent sur le risque inhérent à la détention d'un titre. A chaque date et pour chaque titre, une estimation de la volatilité historique est donnée par l'écart-type des cours observés au cours des 12 derniers mois. A l'évidence, cette variable est corrélée positivement à la prime de risque : plus la volatilité du titre est élevée et plus le risque lié à sa détention est important.

¹ Le coût des fonds propres peut être défini comme l'espérance mathématique du rendement attendu par les actionnaires.

4.1.7 - Le *spread* sur les taux d'intérêt

Le *spread* sur les taux d'intérêt est défini comme la différence entre le taux à long terme et le taux à court terme, en l'occurrence les taux à 10 ans et à 1 an. Cet indicateur rend compte de la structure par terme des taux et de la dynamique anticipée des taux directeurs. Ainsi, l'aplatissement de la courbe des taux observée en 1993 illustre une tension sur les taux courts qui, finalement, ont dépassé les taux longs.

Au niveau micro-économique, le *spread* traduit la charge financière qui pèse sur les entreprises endettées par émission d'obligations. Comme les décisions d'investissement dépendent de la rentabilité financière de placements alternatifs, un *spread* élevé diminue la valeur nette des investissements économiques à long terme. Cette variable est donc normalement liée positivement à la prime de risque.

4.2 - Estimation du modèle linéaire général

Les résultats de l'estimation du modèle linéaire général qui décrit la prime anticipée en fonction de cet ensemble de variables exogènes sont les suivants :

Tableau 4.1 : Régression sur l'empilement général des observations

Modèle général		
Nombre d'observations	86 657	
Prime moyenne	5.73%	
Ecart-type résiduel	3.02%	
R ²	19.66%	
R ² ajusté	19.65%	

Variables exogènes	Coefficient estimé	t de Student
Constante	0.031093	52.615
BNA	-0.000765	-43.612
PB	-0.006825	-127.603
CAPCA	0.000884	16.092
RENT	0.267513	102.417
VARCAP	-0.036906	-32.398
VOLCRS	0.024288	21.109
SPREAD	0.008597	47.998

Compte tenu du nombre élevé de degrés de liberté, la qualité d'ensemble de l'ajustement est tout à fait satisfaisante ($R^2 = 19.65\%$). Les facteurs explicatifs de la prime de risque sont toujours significatifs et ont le signe attendu, sauf pour la *rentabilité sur fonds propres anticipée pour l'exercice en cours* (RENT). Compte tenu des résultats précédents (section 3), il convient de tester la robustesse des estimations selon les secteurs d'activité et la taille économique et financière des firmes.

4.3 - Estimations sectorielles

Le modèle précédent a été estimé par secteur selon la nomenclature en 11 postes retenue par *Chahine Finance*. De manière générale, l'homogénéité des primes de risque pour un même secteur se traduit par une amélioration significative de la part de la variabilité totale expliquée par le modèle. Elle varie de 20% pour le secteur du bâtiment à 53% pour l'agroalimentaire, avec une moyenne de 35% pour l'ensemble des secteurs. Rappelons néanmoins que les estimations sectorielles portent sur un nombre d'observations naturellement plus restreint.

Afin de ne pas alourdir l'exposé, seuls les résultats concernant le signe des paramètres estimés significatifs au seuil de 5% seront commentés. Ils sont synthétisés dans le tableau suivant.

Tableau 4.2 : Signe des paramètres estimés par secteur d'activité

Secteurs / Exogènes	BNA	PB	CAPCA	RENT	VARCAP	VOLCRS	SPREAD
1 - Energie	+	nul	+	-	-	+	+
2 - Produits de base	-	-	+	-	-	-	+
3 - Bâtiment-Construction	-	-	+	+	-	+	+
4 - Electricité-électronique	-	-	+	+	-	+	+
5 - Automobile	nul	-	+	+	-	+	+
6 - Biens de consommation	-	-	+	+	-	+	+
7 - Agroalimentaire	-	-	+	-	-	nul	+
8 - Distribution	-	-	nul	+	-	+	+
9 - Autres services	-	-	+	+	-	-	+
10 - Services financiers	-	-	+	-	-	+	+
11 - Assurances-Immobilier	+	-	nul	-	-	-	+
Ensemble	-	-	+	+	-	+	+

Le *bénéfice net par action de l'exercice précédent (BNA)* est très significatif pour 8 secteurs où il possède le signe négatif attendu. La nullité du coefficient associé au secteur automobile peut être expliquée par le caractère cyclique de l'activité de ce secteur.

Le *price-to-book (PB)* est toujours significatif avec le signe désiré, sauf pour le secteur de l'énergie où l'effet est nul au seuil de 5%. On peut conclure également à la pertinence de cet indicateur.

Il en va de même pour l'effet haussier du ratio *capitalisation / chiffre d'affaires (CAPCA)* significatif dans tous les secteurs, sauf dans la distribution et les assurances, où le coefficient estimé est nul au seuil de 5%.

Les résultats obtenus pour la *rentabilité sur fonds propres anticipée (RENT)*, rapport entre le bénéfice annuel prévu pour l'exercice en cours et les fonds propres, sont en revanche très contrastés. Les paramètres estimés sont toujours significatifs. Ils ont le signe négatif attendu pour cinq secteurs. Phénomène difficile à interpréter, ils sont à l'inverse positifs pour les six autres.

La *variation de la capitalisation (VARCAP)* est un très bon indicateur du risque, lié négativement à la prime de risque anticipée.

Le pouvoir explicatif de la *volatilité historique des cours (VOLCRS)* est globalement validé au niveau sectoriel. Par ailleurs, la faible variance des cours observés dans l'agroalimentaire sur la période 1994-1998 peut expliquer la nullité du paramètre estimé. Par contre, les coefficients négatifs associés aux secteurs des produits de base, des autres services et de l'assurance restent difficilement interprétables.

Le *spread de taux (SPREAD)*, enfin, est un indicateur pertinent quel que soit le secteur. Ce résultat montre que les analystes financiers fondent bien leurs anticipations sur des variables macro-économiques.

En dehors de quelques situations, dont l'interprétation appelle une analyse sectorielle qui dépasse les objectifs de la présente étude, on conclut globalement de la robustesse des exogènes introduites dans l'équation de régression générale. Le rejet au seuil de 5% de différentes hypothèses d'égalité des paramètres sectoriels confirme ce résultat.

4.3 - Estimation par classe de taille économique et financière

De même que le secteur d'activité, la taille économique et financière des firmes discrimine les primes de risque. Le modèle a été donc estimé sur les quatre classes de taille définies précédemment (3.4.2). Elles répartissent les primes selon que le chiffre d'affaires (CA) et la capitalisation boursière (CB) des entreprises dépasse ou non la valeur médiane de leurs distributions respectives à une date donnée.

Le tableau suivant synthétise les résultats concernant le signe des paramètres significatifs au seuil de 5%.

Tableau 4.3 : Signe des paramètres estimés par classe de taille économique et financière

Taille	BNA	PB	CAPCA	RENT	VARCAP	VOLCRS	SPREAD
CA+ et CB-	-	-	+	+	-	nul	+
CA+ et CB+	-	-	+	+	-	+	+
CA- et CB-	-	nul	nul	-	-	+	+
CA- et CB+	-	-	+	-	-	+	+
Ensemble	-	-	+	+	-	+	+

La robustesse des estimations, confirmée par des tests statistiques, ressort encore plus nettement que précédemment. Ce résultat est particulièrement net pour *la bénéfice net par action (BNA)*, *la variation de la capitalisation (VARCAP)* et *le spread de taux (SPREAD)*.

Le *price-to-book (PB)*, rapport entre la valeur nette de l'actif et la capitalisation boursière de la firme, exerce un effet très nettement significatif, sauf pour les firmes à faible chiffre d'affaires et à faible capitalisation boursière. Ce résultat est conforme à celui mis en évidence par Fama et French (1995), qui ont montré que le pouvoir explicatif du PB est très faible lorsqu'il atteint comme ici des valeurs élevées.

Toujours pour ces mêmes petites entreprises, jugées assez risquées par les analystes, le *ratio capitalisation / chiffre d'affaires (CAPCA)* n'intervient pas significativement dans l'évaluation de la prime ex-ante. Les analystes fondent leurs anticipations sur des critères mieux adaptés à la spécificité de ces firmes.

L'effet significatif de *la rentabilité sur fonds propres anticipée (RENT)*, rapport entre le bénéfice annuel prévu pour l'exercice en cours et les fonds propres, diffère selon les classes de taille. Le signe positif observé pour les entreprises dont le chiffre d'affaires est élevé, quel que soit le niveau de leur capitalisation boursière, semble a priori contre intuitif.

L'impact de *la volatilité historique des cours (VOLCRS)* est très significatif et possède le signe attendu, sauf pour les firmes dont l'activité est élevée relativement à la capitalisation boursière. De ce fait même, ces firmes bénéficient d'une plus grande confiance de la part des analystes, lesquels sont alors moins sensibles à la volatilité des cours boursiers.

Au total, les résultats des estimations par secteur et par taille confirment la pertinence des variables exogènes dans l'explication du niveau des primes de risque anticipées.

V - Facteurs structurels et facteurs conjoncturels

L'analyse de la variance permet de déterminer la contribution des facteurs structurels (dimensions "titres" et "bureaux") et conjoncturels (dimension "dates") à la dispersion des primes de risque. L'équation d'analyse de la variance traduit la décomposition de la variance totale en une variance intra et une variance inter, laquelle mesure l'effet propre de la variable d'intérêt. Par exemple, pour I strates i d'une variable y observées sur n_i périodes, cette décomposition s'écrit :

$$\underbrace{\sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^{n_i} (y_{ij} - \bar{y})^2}_{\text{variance totale}} = \underbrace{\sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^{n_i} (y_{ij} - \bar{y}_i)^2}_{\text{variance intra}} + \underbrace{\sum_{i=1}^I n_i (\bar{y}_i - \bar{y})^2}_{\text{variance inter}}$$

Nous évaluons dans un premier temps la contribution spécifique de chaque facteur à la variance des primes de risque. Un modèle linéaire généralisé à effets fixes permet ensuite d'apprécier leur significativité dans l'explication du niveau des primes. Nous tenterons enfin de spécifier l'impact des variables exogènes précédentes, suivant les trois dimensions explicatives : les titres, les bureaux et les dates.

5.1 - Effet spécifique des trois dimensions explicatives

5.1.1 - Contribution des facteurs à la variance des primes de risque

La formule de décomposition de la variance appliquée aux trois facteurs donne :

- pour le facteur titres :

$$\underbrace{\sum_{i=1}^I \sum_{b=1}^B \sum_{t=1}^T (y_{i,b,t} - y_{i,..})^2}_{\text{variance totale}} = \underbrace{\sum_{i=1}^I \sum_{b=1}^B \sum_{t=1}^T (y_{i,..} - y_{,..})^2}_{\text{variance inter}} + \underbrace{\sum_{i=1}^I \sum_{b=1}^B \sum_{t=1}^T (y_{i,b,t} - y_{i,..})^2}_{\text{variance intra}}$$

où $y_{i,b,t}$ est la valeur de la prime de risque calculée pour le i^e titre et le b^e bureau à la date t

$y_{i,..}$ est, pour le i^e titre, la moyenne des primes de risque pour tous les bureaux et sur toute la période.

- pour le facteur bureaux :

$$\underbrace{\sum_{i=1}^I \sum_{b=1}^B \sum_{t=1}^T (y_{i,b,t} - y_{,..})^2}_{\text{variance totale}} = \underbrace{\sum_{i=1}^I \sum_{b=1}^B \sum_{t=1}^T (y_{,..} - y_{,..})^2}_{\text{variance inter}} + \underbrace{\sum_{i=1}^I \sum_{b=1}^B \sum_{t=1}^T (y_{i,b,t} - y_{,..})^2}_{\text{variance intra}}$$

où $y_{,..}$ est la moyenne des primes de risque renseignées par le b^e bureau sur toute la période.

- pour le facteur dates :

$$\underbrace{\sum_{i=1}^I \sum_{b=1}^B \sum_{t=1}^T (y_{i,b,t} - y_{,..})^2}_{\text{variance totale}} = \underbrace{\sum_{i=1}^I \sum_{b=1}^B \sum_{t=1}^T (y_{,..} - y_{,..})^2}_{\text{variance inter}} + \underbrace{\sum_{i=1}^I \sum_{b=1}^B \sum_{t=1}^T (y_{i,b,t} - y_{,..})^2}_{\text{variance intra}}$$

où $y_{,..,t}$ est la moyenne des primes de risque renseignées à la date t .

Nous avons calculé les contributions inter et intra des trois facteurs suivant quatre perspectives. Elles définissent quatre tables ou matrices de données différentes soumises à analyse : la table générale, la table de consensus, la table de la période et la table de marché.

La *table générale* correspond à la matrice de données complète.

La *table de consensus* est la table générale dans laquelle le facteur *bureaux* a été réduit : on calcule à chaque date et pour chaque titre, la prime moyenne pour les 26 bureaux.

La *table de la période* est la table générale dans laquelle le facteur *périodes* a été réduit : on évalue pour chaque bureau et chaque titre, la prime moyenne pour les 60 mois d'enquête.

La *table de marché* correspond la table générale réduite du facteur *titres* : on estime à chaque date et pour chaque bureau, la prime moyenne pour les 98 titres.

Tableau 5.1 : Contribution des variances inter et intra à la variance totale selon les trois dimensions

Table globale

	Contribution inter	Contribution intra
Dimension titres	31.1%	68.9%
Dimension bureaux	0.2%	99.8%
Dimension dates	3.0%	97.0%

Table de consensus

	Contribution inter	Contribution intra
Dimension <i>titres</i>	72.2%	27.8%
Dimension <i>dates</i>	6.2%	93.8%

Table de la période

	Contribution inter	Contribution intra
Dimension <i>titres</i>	83.2%	16.8%
Dimension <i>bureaux</i>	0.6%	99.4%

Table de marché

	Contribution inter	Contribution intra
Dimension <i>dates</i>	7.4%	92.6%
Dimension <i>bureaux</i>	5.4%	94.6%

La lecture de ces tableaux montre très logiquement que la dimension *titres* contribue principalement à la variance des primes de risque. La contribution inter de ce facteur s'élève à 31.1% pour la table générale et tout naturellement, cette contribution augmente dans les analyses des tables réduites à deux dimensions.

Le facteur *dates*, et plus nettement encore la dimension *bureaux*, n'ont qu'une contribution très marginale à la variance totale des primes de risque, avec respectivement 3.0% et 0.2% dans la dimension inter de la table générale. Ce résultat souligne l'homogénéité des grands bureaux d'analyse financière du point de vue de l'appréciation du risque sur le marché boursier.

5.1.2 - Pertinence des facteurs dans l'explication des primes de risque

Les résultats mis en évidence par le calcul des variances inter sont confirmés par l'estimation d'un modèle linéaire généralisé à effets fixes de la forme :

$$y_{i,b,t} = \mu + \alpha_i + \beta_b + \gamma_t + \varepsilon_{i,b,t}$$

où $y_{i,b,t}$ est la valeur de la prime de risque calculée pour le i^e titre et le b^e bureau à la date t ,

μ est le terme constant,

α_i est l'effet spécifique du i^e titre sur le niveau de la prime de risque,

β_b est l'effet spécifique du b^e bureau,

γ_t est l'effet spécifique de la date t ,

$\varepsilon_{i,b,t}$ représente une perturbation aléatoire.

Le tableau 5.2 synthétise les résultats d'estimation de ce modèle.

Tableau 5.2 : Modèle linéaire Général

	F de Fischer	Probabilité de Ho : F=0
Titres	1194.5	0.0001
Bureaux	36.1	0.0001
Dates	155.4	0.0001
Modèle complet	702.14	0.0001

Le pouvoir explicatif de ce modèle est satisfaisant ($R^2=0.58$) compte tenu du nombre élevé de degrés de liberté. Les trois facteurs sont tous très significatifs et il apparaît toujours que la dimension *titres* domine largement les deux autres dans l'explication du niveau des primes.

5.2 - Introduction des variables exogènes

Nous évaluons à présent l'influence des variables exogènes suivant les trois dimensions qui caractérisent la prime de risque. Pour ce faire, nous comparons une spécification générale à deux modèles qui correspondent à la décomposition inter et intra de la variance totale des primes. Le modèle général régresse sur l'échantillon complet, l'écart à la moyenne générale des primes sur l'écart à la moyenne de toutes les variables exogènes. Il est de la forme :

$$(y_{i,b,t} - y_{...}) = (X_{i,b,t} - X_{...})\beta + \varepsilon \quad \text{modèle général}$$

où $X_{i,b,t}$ est le vecteur des variables exogènes, β le vecteur des paramètres inconnus, ε le vecteur des résidus.

Conformément à la décomposition inter, pour une dimension donnée (e.g. le facteur *titres*), le modèle *inter* traduit la régression entre :

* d'une part, l'écart des *primes moyennes sur les deux autres dimensions* (e.g. moyennes sur les bureaux et les dates) à la moyenne générale des primes et,

* d'autre part, l'écart des *moyennes des variables exogènes sur les deux mêmes dimensions* à la moyenne générale des exogènes. Ainsi, le modèle inter s'écrit pour les dimensions *titres*, *bureaux* et *dates* :

$$(y_{i,...} - y_{...}) = (X_{i,...} - X_{...})\beta + \varepsilon \quad \text{modèle inter titres}$$

$$(y_{.,b,.} - y_{...}) = (X_{.,b,.} - X_{...})\beta + \varepsilon \quad \text{modèle inter bureaux}$$

$$(y_{...,t} - y_{...}) = (X_{...,t} - X_{...})\beta + \varepsilon \quad \text{modèle inter dates}$$

Pour une dimension donnée (e.g. *titres*), le modèle *intra* correspond à la régression entre d'une part, l'écart des primes *aux moyennes sur les deux autres dimensions* (e.g. moyennes sur les bureaux et les dates) et, d'autre part, l'écart des exogènes à leurs *moyennes sur les deux mêmes dimensions*.

Les modèles intra titres, intra bureaux et intra dates s'écrivent donc :

$$(y_{i,b,t} - y_{i,...}) = (X_{i,b,t} - X_{i,...})\beta + \varepsilon \quad \text{modèle intra titres}$$

$$(y_{i,b,t} - y_{.,b,.}) = (X_{i,b,t} - X_{.,b,.})\beta + \varepsilon \quad \text{modèle intra bureaux}$$

$$(y_{i,b,t} - y_{...,t}) = (X_{i,b,t} - X_{...,t})\beta + \varepsilon \quad \text{modèle intra dates}$$

Comme les coefficients d'une régression linéaire ne sont pas modifiés par centrage, on a identiquement :

$$y_{i,b,t} = X_{i,b,t}\beta + \varepsilon \quad \text{modèle général}$$

$$y_{i,...} = X_{i,...}\beta + \varepsilon \quad \text{modèle inter titres}$$

$$y_{.,b,.} = X_{.,b,.}\beta + \varepsilon \quad \text{modèle inter bureaux}$$

$$y_{...,t} = X_{...,t}\beta + \varepsilon \quad \text{modèle inter dates}$$

Nous allons mesurer successivement les effets structurels *titres* et *bureaux*, puis l'effet conjoncturel *dates*, en comparant les résultats d'estimation du modèle général et des modèles inter et intra. Les variables exogènes prises en compte sont les mêmes que précédemment :

- 1 - le bénéfice net par action de l'exercice précédent (BNA)
- 2 - le *price-to-book value ratio* courant (PB)
- 3 - le rapport de la capitalisation boursière sur le chiffre d'affaire en t (CAPCA)
- 4 - la rentabilité sur fonds propres anticipée pour l'exercice en cours (RENT)
- 5 - la variation de capitalisation boursière en glissement mensuel à la date t (VARCAP)
- 6 - la volatilité historique du cours sur les 12 derniers mois (VOLCRS)
- 7 - le *spread* des taux d'intérêt observé en t (SPREAD)

5.2.1 - La dimension structurelle titres

Pour apprécier l'effet structurel *titres*, nous comparons la régression correspondant au modèle général aux estimations inter et intra. D'où le système :

$$\begin{aligned}
 y_{i,b,t} &= X_{i,b,t} \beta + \varepsilon && \text{modèle général} \\
 y_{i,..} &= X_{i,..} \beta + \varepsilon && \text{modèle inter titres} \\
 (y_{i,b,t} - y_{i,..}) &= (X_{i,b,t} - X_{i,..}) \beta + \varepsilon && \text{modèle intra titres}
 \end{aligned}$$

Les résultats de ces trois régressions sont reportés dans le tableau suivant.

Tableau 5.3 : Résultat des régressions mesurant l'effet structurel titres

	Modèle général		Modèle inter		Modèle intra	
	Coefficient estimé	Student	Coefficient estimé	Student	Coefficient estimé	Student
Nombre d'observations	86 657		98		86 657	
Prime moyenne	5.73%		5.81%		0.05%	
Ecart-type résiduel	3.02%		2.18%		2.20%	
R ²	19.66%		37.83%		5.93%	
R ² ajusté	19.65%		33.00%		5.92%	
Constante	0.031093	52.615	1.185742	1.428	-0.000781	-8.117
BNA	-0.000765	-43.612	-0.000920	-2.197	-3.564185 E-8	-4.391
PB	-0.006825	-127.603	-0.005122	-2.973	-0.001208	-15.621
CAPCA	0.000884	16.092	0.001380	1.174	0.000106	1.030
RENT	0.267513	102.417	0.291333	3.933	0.113401	34.967
VARCAP	-0.036906	-32.398	-0.840320	-2.195	-0.033900	-40.610
VOLCRS	0.024288	21.109	0.047611	0.847	0.016913	17.052
SPREAD	0.008597	47.998	-0.768021	-1.385	0.007507	56.129

Le bénéfice net par action (BNA) est très significatif et de signe conforme à la théorie dans la régression générale. Cette variable explique faiblement la prime de risque dans la dimension *titres* (régression inter).

Le *price-to-book* (PB) est significatif au seuil de 5% et de signe conforme à la théorie dans les régressions inter et intra. Néanmoins, cette variable explique plus la prime de risque dans les dimensions *bureaux* et *dates* que dans la dimension *titres*.

Ce phénomène est encore plus net pour la variation de la capitalisation en glissement annuel (VARCAP). Il en est de même pour la rentabilité sur fonds propres anticipée à un an (RENT), mais ici le signe des coefficients estimés n'est pas conforme à la théorie.

La volatilité du cours (VOLCRS) et le spread des taux d'intérêt (SPREAD) contribuent à la variance des primes essentiellement dans les dimensions *bureaux* et *dates*.

Enfin, le rapport de la capitalisation boursière sur le chiffre d'affaire observé (CAPCA) n'exerce qu'un effet très marginal.

5.2.2 - La dimension structurelle bureaux

Pour mesurer l'effet structurel *bureaux*, on confronte les estimations du modèle général et des modèles inter et intra. D'où les équations à estimer :

$$\begin{aligned}
 y_{i,b,t} &= X_{i,b,t} \beta + \varepsilon && \text{modèle général} \\
 y_{.,b,.} &= X_{.,b,.} \beta + \varepsilon && \text{modèle inter bureaux} \\
 (y_{i,b,t} - y_{.,b,.}) &= (X_{i,b,t} - X_{.,b,.}) \beta + \varepsilon && \text{modèle intra bureaux}
 \end{aligned}$$

Tableau 5.4 : Résultat des régressions mesurant l'effet structurel bureaux

	Modèle général		Modèle inter		Modèle intra	
Nombre d'observations	86 657		26		86 657	
Prime moyenne	5.73%		5.67%		0.06%	
Ecart-type résiduel	3.02%		0.20%		3.04%	
R ²	19.66%		30.55%		17.95%	
R ² ajusté	19.65%		3.54%		17.94%	
	Coefficient estimé	Student	Coefficient estimé	Student	Coefficient estimé	Student
Constante	0.031093	52.615	-1.714312	-1.510	-0.001595	-11.839
BNA	-0.000765	-43.612	0.030691	0.330	-1.731602 E-8	-1.447
PB	-0.006825	-127.603	-0.104629	-0.542	-0.006463	-119.784
CAPCA	0.000884	16.092	0.166512	0.754	0.001107	19.191
RENT	0.267513	102.417	-2.580909	-0.476	0.244179	92.139
VARCAP	-0.036906	-32.398	3.887004	0.814	-0.037168	-32.318
VOLCRS	0.024288	21.109	3.050820	1.139	0.031359	27.224
SPREAD	0.008597	47.998	0.744758	1.667	0.009132	50.590

Les coefficients de détermination R² ajustés des régressions inter et intra sont très faibles, en particulier dans la dimension inter (3.54%) alors que le nombre de degrés de liberté est réduit (7 variables exogènes pour 26 observations). Aucun coefficient estimé dans la régression inter n'est significatif au seuil de 5%. On note corrélativement que les estimations intra sont proches de celles obtenues pour le modèle général.

Ces résultats cohérents illustrent la faiblesse de l'effet structurel *bureaux*. A l'évidence, la dimension structurelle *titres* et l'effet conjoncturel *dates* l'emportent dans l'explication de la prime de risque anticipée.

5.2.3 - La dimension conjoncturelle dates

Pour apprécier l'effet conjoncturel *dates*, on se reporte aux résultats d'estimation du modèle général et des modèles inter et intra.

$$y_{i,b,t} = X_{i,b,t} \beta + \varepsilon \quad \text{modèle général}$$

$$y_{...t} = X_{...t} \beta + \varepsilon \quad \text{modèle inter dates}$$

$$(y_{i,b,t} - y_{...t}) = (X_{i,b,t} - X_{...t}) \beta + \varepsilon \quad \text{modèle intra dates}$$

Tableau 5.5 : Résultat des régressions mesurant l'effet conjoncturel dates

	Modèle général		Modèle inter		Modèle intra	
Nombre d'observations	86 657		52		86 657	
Prime moyenne	5.73%		5.67%		-0.005%	
Ecart-type résiduel	3.02%		0.45%		3.01%	
R ²	19.66%		67.56%		16.84%	
R ² ajusté	19.65%		62.40%		16.83%	
	Coefficient estimé	Student	Coefficient estimé	Student	Coefficient estimé	Student
Constante	0.031093	52.615	0.067230	2.481	-0.000380	-2.867
BNA	-0.000765	-43.612	-0.006335	-3.299	-0.000000	-0.151
PB	-0.006825	-127.603	-0.014158	-2.811	-0.006487	-118.167
CAPCA	0.000884	16.092	0.007764	0.809	0.001103	19.303
RENT	0.267513	102.417	0.179692	1.175	0.246258	91.910
VARCAP	-0.036906	-32.398	-0.018841	-1.455	-0.045069	-31.779
VOLCRS	0.024288	21.109	0.082992	2.260	0.035927	28.399
SPREAD	0.008597	47.998	0.008064	3.917	-2.290646	-1.229

Le *bénéfice net par action* (BNA) et le *spread de taux* (SPREAD) expliquent la prime de risque essentiellement dans la régression inter : elles exercent sur la prime un effet conjoncturel significatif et positif. Leur impact dans les dimensions structurelles *titres* et *bureaux* (régression intra) est négligeable.

On note également que le *price-to-book ratio* (PB), est plus significatif dans la régression intra que dans la régression inter. Ceci est également vrai pour la *volatilité du cours* (VOLCRS), mais moins nettement. Il en va de même pour la *variation de la capitalisation en glissement annuel* (VARCAP) qui n'influe la prime que dans les dimensions structurelles *titres* et *bureaux*. Même constat pour le *rapport capitalisation / chiffre d'affaires* (CAPCA) et surtout pour la *rentabilité sur fonds propres anticipée* (RENT).

5.3 - Synthèse des résultats d'estimation

Une synthèse des résultats d'estimation peut être esquissée pour chaque variable exogène.

Le bénéfice net par action (BNA). L'effet conjoncturel prédomine. Plus le bénéfice net par action d'un titre augmente, plus les investisseurs continuent à anticiper sa hausse pour les exercices futurs, ce qui déprime la prime de risque. L'effet structurel *titres*, négatif également, indique que lorsque le bénéfice net par action d'un titre augmente régulièrement, la confiance des investisseurs sera accrue et, en conséquence, la prime de risque diminuera. L'effet structurel *bureaux*, enfin, est négligeable.

Le price-to-book value ratio (PB). Cette variable influe négativement la prime dans les dimensions *titres* et *dates*. Une augmentation de ce ratio à une date donnée et pour un titre donné, traduit un rapprochement du titre de sa valeur comptable, ce qui induit une diminution de la prime de risque anticipée.

Le rapport capitalisation / chiffre d'affaires (CAPCA). Cet indicateur est lié positivement à la prime de risque, bien que faiblement. Il est significatif dans les dimensions *titres* et *dates*. Une augmentation de ce ratio est perçue par les investisseurs comme un déséquilibre entre la taille économique et la taille financière de la firme. Ceci se traduira par une hausse limitée de la prime de risque. L'effet structurel *bureaux* est ici quasiment nul.

La rentabilité sur fonds propres anticipée pour l'exercice en cours (RENT). Cette variable influe positivement la prime dans la dimension *titres*. Son interprétation reste cependant incertaine.

La variation de la capitalisation en glissement mensuel (VARCAP). L'effet structurel *titres* domine ici avec un signe négatif. Toutes choses égales par ailleurs, les experts interprètent une baisse de la capitalisation d'un titre comme un signal favorable et tendent à en diminuer la prime de risque.

La volatilité du cours (VOLCRS). Cet indicateur joue principalement dans la dimension conjoncturelle. Un accroissement de la volatilité suscite naturellement une incertitude qui se traduit à terme par une hausse de la prime de risque.

Le spread de taux (SPREAD). Cette variable exerce essentiellement un effet conjoncturel positif sur la prime de risque. L'existence d'un effet *bureaux*, certes nettement moins significatif, montre que seulement quelques bureaux utilisent cette variable dans l'évaluation de la prime de risque anticipée.

Conclusion

Cet article aborde la question de la mesure et de l'analyse du risque *anticipé* sur le marché des actions. L'approche retenue est purement micro-économique. Nous définissons un modèle d'évaluation de véritables primes de risque *ex-ante* (*Dividend Discount Model* modifié). Il rend compte à la fois de l'horizon de détention fini des investisseurs et de l'horizon de prévision court des analystes financiers. Le problème récurrent de troncation de la valeur terminale est résolu par l'introduction d'une équation de valeur ajoutée. Cette relation relie une variable de stock, l'actif comptable net, à deux variables de flux, le bénéfice net et les dividendes, représentatives de la création et de la distribution de valeur ajoutée. Les flux de dividendes anticipés à moyen et long terme peuvent ainsi être estimés.

L'application aux prévisions mensuelles d'un panel représentatif d'experts et de titres du SBF250 valide globalement le modèle. Indicateur peu sensible aux valeurs extrêmes, la médiane des primes individuelles sur la période 1994-1998 s'élève à 4.92% par an et la prime capitalisée moyenne est de 4.87%. Ces valeurs sont raisonnables et cohérentes avec les données du marché boursier parisien. Les primes de risque anticipées sont en outre faiblement dispersées, avec un écart-type de 3.36%. La fréquence des valeurs estimées négatives est également très faible. Elles représentent environ 0.5% du total des primes calculées. Ces résultats tendent à montrer qu'une mesure statistique adéquate, fondée sur les anticipations des agents, constitue bien une voie de résolution de l'énigme de la prime de risque.

La description statistique des primes sous-jacentes aux prévisions des experts illustre les composantes de l'hétérogénéité. On relève en particulier de fortes disparités selon le secteur d'activité, la capitalisation boursière et la taille économique des firmes.

L'étude renseigne également sur les choix et stratégies des analystes et des investisseurs. L'activité économique des entreprises, en termes de résultat et de perspectives de croissance sectorielle, joue un rôle déterminant dans l'évaluation du risque que présente la détention d'un titre. Les bureaux suivent prioritairement les valeurs des firmes de grande taille, pour lesquelles l'information est facilement accessible et relativement peu onéreuse. Très logiquement, les analystes financiers estiment que le risque est d'autant plus faible que les rendements potentiels sont plus élevés. Les entreprises concernées ont généralement un chiffre d'affaires important eu-égard à leur capitalisation boursière.

La modélisation, étape finale de l'étude, a permis de pondérer les déterminants des primes anticipées. En dehors du *spread* des taux d'intérêt, seul indicateur d'environnement conjoncturel pris en compte, les variables exogènes sont pour l'essentiel des paramètres de structure et de performance micro-économique. Les résultats obtenus sont dans l'ensemble très satisfaisants. Ils illustrent le rôle central de facteurs tels que le bénéfice net par action, le *price-to-book value ratio* et, plus classiquement, la volatilité historique du cours.

Une analyse des sources de la variabilité montre que la variance des primes anticipées résulte principalement de disparités entre titres. Résultat moins attendu, l'impact des bureaux d'analyse financière reste négligeable. A l'évidence, les experts retenus dans l'échantillon, les plus actifs, convergent dans leur appréciation du risque. Ce constat est cohérent, compte tenu de la similitude de leurs grilles d'analyse, qu'ils appliquent également aux *mêmes* informations. La conjoncture des marchés financiers, enfin, n'apporte qu'une contribution secondaire à la variance des primes.

La comparaison des résultats d'estimation du modèle général et des régressions inter et intra selon les dimensions *titres, experts et dates d'enquête*, permet d'apprécier le rôle conjoncturel ou structurel des variables exogènes.

Les conclusions de cette étude sont dans l'ensemble conformes aux résultats théoriques et aux intuitions empiriques. A notre connaissance, elle est l'une des premières à en montrer le bien fondé par une mesure statistique des primes de risque anticipées au niveau fin.

Bibliographie

ABOU A. et PRAT G. (1997) : « A propos de la rationalité des anticipations boursières : quel niveau d'agrégation des opinions », *Revue d'Economie Politique*, Tome 107, n° 5, septembre-octobre 1997, pp. 647-669.

ABOU A. et PRAT G. (1998) : « L'évaluation du risque par les experts sur le marché new-yorkais des actions », *XVème Conférence Internationale de l'Association Française de Finance (AFFI)*, Lille, 3-4 juillet 1998, Modem, Université Paris X, 27 p.

ABOU A. et PRAT G. (2000) : « Modelling stock price expectations : lessons from micro data », in *Price Expectations in Goods and Financial Markets : New Developments in Theory and Empirical Research*, F. Gardes and G. Prat editors, London : Edward Elgar, août 2000, pp. 271-293.

ABOU A. et SASSENOU N. (2000) : « La prime de risque des actions : modélisation pour un panel de titres et d'analystes financiers », *XVIIèmes Journées Internationales d'Economie Monétaire et Bancaire*, Université de Lisbonne, 7-9 juin 2000, Modem, Université Paris X, 55 p.

BREALEY R. et MYERS S. (1997) : *Principes de gestion financière des entreprises*, Mac Graw Hill éditions.

COBBAUT R. (1997) : *Théorie financière*, Collection Gestion, Paris : Economica.

FAMA E.F. et FRENCH K.R. (1995) : « Size and book-to-market factors in earnings and returns », *The Journal of Finance*, Vol. 50, n°1, march, pp. 131,156.

LUCAS R.E. (1978) : « Asset prices in a exchange economy », *Econometrica*, november, Vol. 46, pp. 1429-1445.

MEHRA R. et PRESCOTT E. (1985) : « The equity premium : a puzzle », *Journal of Monetary Economics*, n° 15, march, pp. 145-161.

PENMAN S.H. (1996) : « Combining earnings and book value in equity valuation », *Working paper*, University of California, Berkeley, december, 35 p. + annexes.

PENMAN S.H. et SOUGIANNIS T. (1996) : « A comparison of dividend, cash flow, and earnings approaches to equity valuation », *Working paper*, University of California, Berkeley, april, 52 p. + annexes.

PRAT G. (1996) : « Le modèle d'évaluation des actions confronté aux anticipations des agents informés », *Revue Economique*, n°1, janvier.

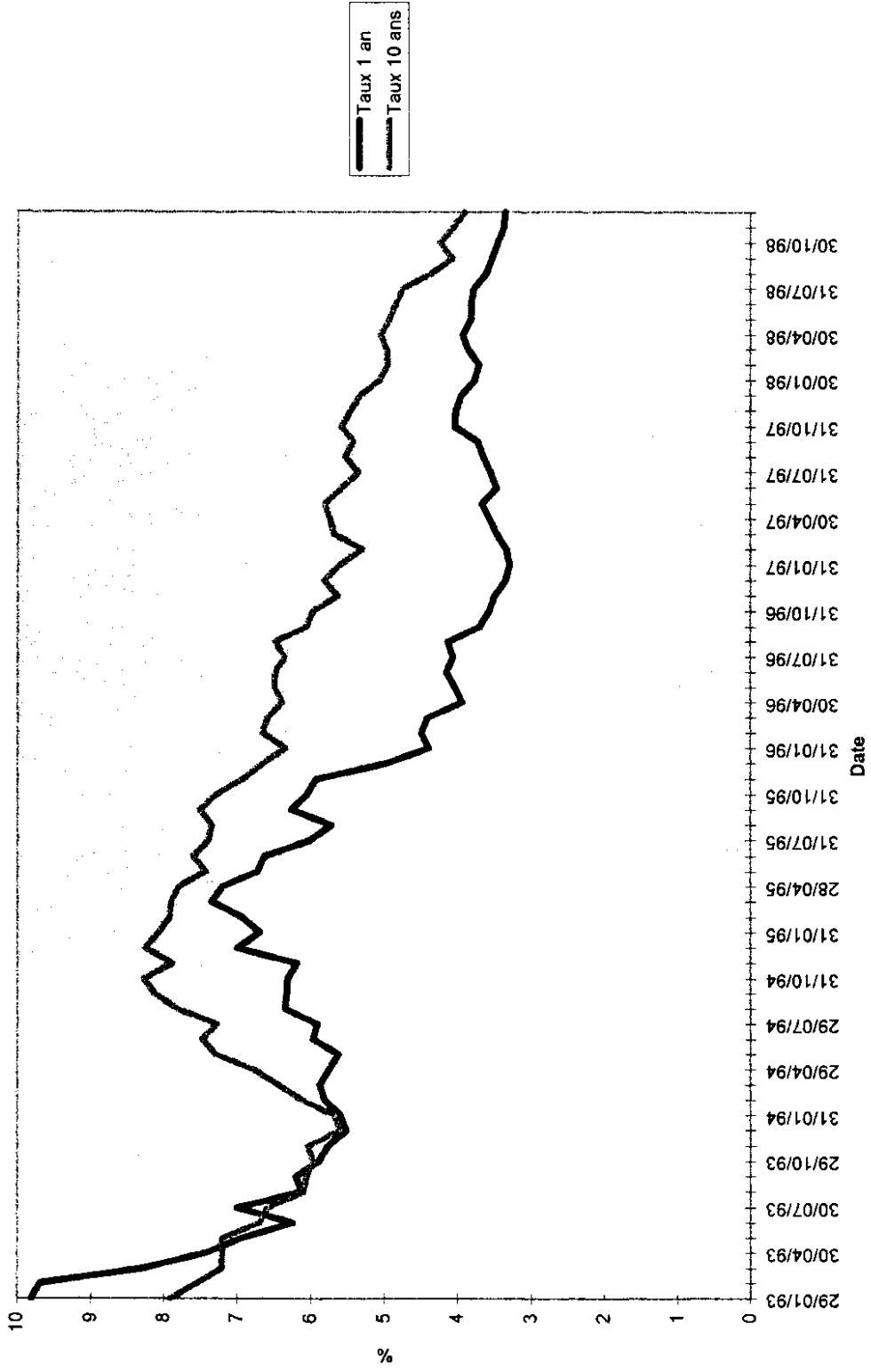
PRAT G. (2000) : « Une analyse de la dynamique des primes de risque des actions suivant l'horizon de placement », Modem, Université Paris X, février.

SASSENOU N. et LOWDEN-MACEDO A. (1997) : « Prime de risque et droite de marché, instruments de la sélection des titres : cas des actions françaises », *Document de recherche de la Caisse des Dépôts et Consignations*, Série Finance et Économétrie Financière, N°1997-07 / FI, août, 40 p.

ANNEXES

- 1 - Courbe des taux d'intérêt à 1 an et 10 ans au cours de la période 1994.01 - 1998.12.
- 2 - Liste des 98 titres du SBF250 retenus dans l'échantillon.
- 3 - Histogramme des primes de risque individuelles sur l'ensemble de la période.
- 4 - Evolution des primes de marché moyennes pour l'échantillon et pour le panel Chahine.

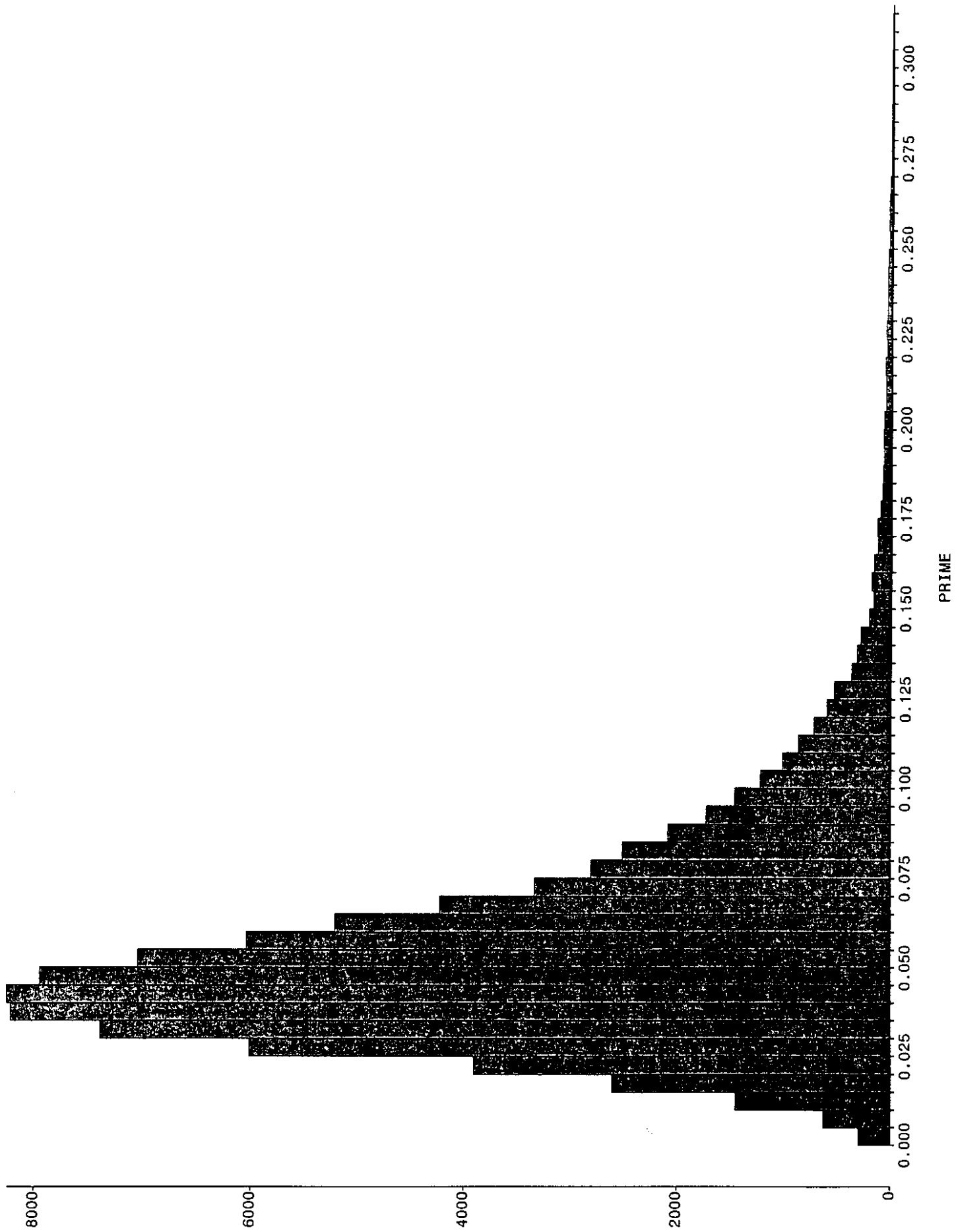
Evolution des taux d'intérêt



Annexe 2

LISTE DES 98 TITRES SELECTIONNES

Accor	M6 Métropole Télévision
AGF	Michelin
Air Liquide	Natexis
Alcatel	NRJ
Altran Technologies	L'Oréal
Atos	Paribas
AXA	Péchiney
Bic	Pernod Ricard
BNP	Peugeot SA
Bongrain	Pinault Printemps La Redoute
Bouygues	Plastic Omnium
Canal +	Primagaz
Cap Gemini	Promodès
Carrefour	Publicis
Casino Guichard Perrachon	Rémy Cointreau
Castorama D.I	Renault
CCF	Rexel
Cgip	Rhône Poulenc
Christian Dior SA	Sagem SA
Ciments Français	Saint-Gobain
Clarins SA	Sanofi
Club Méditerranée	Schneider
Colas	Scor
CPR	Seb
Danone	Sefimeg
Dexia France	Seita
Eiffage	Sge
Elf Aquitaine	Sidel
Eramet	Simco
Eridania Beghin Say	Sita
Essilor Intl	Skis Rossignol
Europe N°1 Communication	Société Générale
Faurecia	Sodexo Alliance
Fromageries Bel	Sommer Allibert
Grandvision	Strafor Facom
Groupe Gtm	Suez Lyonnaise Des Eaux
Guilbert SA	Sylea
Guyenne & Gascogne	Synthelabo
Hachette Filipacchi	Technip
Havas Advertising	Télévision Française 1
Hermès International	Thomson Csf
Imétal	Total
Labinal	Unibail
Lafarge	UAF
Lagardère	Usinor
Lapeyre	Valeo
Légrand	Vallourec
Légris Industries	Vivendi
Lvmh	Zodiac



F r e q u e n c y

PRIME