



Influence du suivi par les analystes financiers sur le coût du capital des PME cotées

Olivier MARROT

PhD, Professeur de finance, SKEMA Business School

Jean-Louis PARE

CFA, PhD, Professeur de finance, Advancia-Négocia

**« INFLUENCE DU SUIVI PAR LES ANALYSTES FINANCIERS
SUR LE COÛT DU CAPITAL DES PME COTEES »**

Olivier Marrot, PhD, Professeur de finance, SKEMA Business School, 6, rue Emile Reynaud
75916 Paris cedex 19, o.marrot@skema.edu, Tel. 01 53 56 36 78 mobile 06 68 08 33 94
Jean-Louis Paré, CFA, PhD, Professeur de finance, Advancia-Négocia, 39, avenue de
Trudaine 75009 Paris, jpare@advancianegocia.fr, Tel. 01 49 70 61 00, mobile 06 98 01 14 76

RESUME

Notre recherche étudie l'influence du degré de suivi d'un émetteur par la communauté des analystes financiers sur le coût du capital et le prix d'équilibre des actions. Par rapport aux travaux précédents, notre étude, la première à se concentrer sur l'univers des PME cotées, identifie un lien entre significativité du bêta et suivi du titre par les analystes financiers. La relation positive entre la taille et la quantité d'informations disponibles influence la qualité du bêta historique.

Le modèle multi-factoriel avec attributs fondamentaux démontre une capacité prédictive nettement supérieure à celle du CAPM. Cependant, le niveau de suivi des titres par la communauté des analystes agit sensiblement sur la qualité du modèle et sur les variables instrumentales sélectionnées. Ainsi, le coût de la dette financière, le « price-to-book », la liquidité du titre (mesurée par le share turnover) et les situations de détresse (pertes) permettent de juger du risque d'une société non couverte par les analystes financiers. Ces variables n'expliquent toutefois qu'une faible part du taux de rentabilité exigé par les investisseurs (coefficient de détermination oscillant entre 19% et 32% selon le seuil de significativité retenu en amélioration sur le CAPM), traduisant l'inefficience des marchés financiers sur ce compartiment ou l'existence d'autres facteurs communs de risque non identifiés dans notre étude.

A contrario, l'investisseur exigera des sociétés sur lesquelles il bénéficie d'informations plus abondantes (suivi par plus de deux analystes financiers), un taux de rentabilité fonction de variables fondamentales de type croissance de la capacité bénéficiaire, variation des cash-flows, couverture de la dette financière par la capacité d'autofinancement, rentabilité passée ou capitalisation boursière (effet de seuil).

L'influence de variables publiques sur le coût du capital de sociétés sur lesquelles il existe une analyse financière, par comparaison avec des sociétés faiblement suivies, fragilise l'hypothèse d'efficience des marchés financiers.

**« INFLUENCE DU SUIVI PAR LES ANALYSTES FINANCIERS
SUR LE COÛT DU CAPITAL DES PME COTEES »**

RESUME

Notre recherche étudie l'influence du degré de suivi d'un émetteur par la communauté des analystes financiers sur le coût du capital et le prix d'équilibre des actions. Par rapport aux travaux précédents, notre étude, la première à se concentrer sur l'univers des PME cotées, identifie un lien entre significativité du bêta et suivi du titre par les analystes financiers. La relation positive entre la taille et la quantité d'informations disponibles influence la qualité du bêta historique.

Le modèle multi-factoriel avec attributs fondamentaux démontre une capacité prédictive nettement supérieure à celle du CAPM. Cependant, le niveau de suivi des titres par la communauté des analystes agit sensiblement sur la qualité du modèle et sur les variables instrumentales sélectionnées. Ainsi, le coût de la dette financière, le « price-to-book », la liquidité du titre (mesurée par le share turnover) et les situations de détresse (pertes) permettent de juger du risque d'une société non couverte par les analystes financiers. Ces variables n'expliquent toutefois qu'une faible part du taux de rentabilité exigé par les investisseurs (coefficient de détermination oscillant entre 19% et 32% selon le seuil de significativité retenu en amélioration sur le CAPM), traduisant l'inefficience des marchés financiers sur ce compartiment ou l'existence d'autres facteurs communs de risque non identifiés dans notre étude.

A contrario, l'investisseur exigera des sociétés sur lesquelles il bénéficie d'informations plus abondantes (suivi par plus de deux analystes financiers), un taux de rentabilité fonction de variables fondamentales de type croissance de la capacité bénéficiaire, variation des cash-flows, couverture de la dette financière par la capacité d'autofinancement, rentabilité passée ou capitalisation boursière (effet de seuil).

L'influence de variables publiques sur le coût du capital de sociétés sur lesquelles il existe une analyse financière, par comparaison avec des sociétés faiblement suivies, fragilise l'hypothèse d'efficience des marchés financiers.

INTRODUCTION

L'estimation du coût du capital revêt une importance particulière pour les gérants d'actifs et les entrepreneurs qui basent leur décision d'investissement sur ce critère, et qui, de ce fait, ont besoin d'une mesure précise du risque. Les théories classiques largement utilisées, notamment celle du Capital Asset Pricing Model (CAPM), s'avèrent pourtant inadaptées au calcul du taux de rentabilité exigé pour des sociétés de petite taille.

La spécificité des PME cotées, notamment au travers de « l'effet taille », a, en effet, été depuis de nombreuses années relevée. Ainsi, dès 1981, Reinganum regrettait l'échec des méthodes traditionnelles de mesure du risque à appréhender ce dernier dans le cas des PME cotées. En effet, l'évaluation des PME cotées se heurte à de nombreuses difficultés, et en particulier, à la faible corrélation de ces valeurs avec les indices utilisés comme "proxies" du portefeuille de marché, biaisant l'approximation du vrai bêta par le bêta historique (Coles, Loewenstein et Suay 1995), et limitant ainsi l'apport du modèle à trois facteurs de Fama et French. Cette situation pourrait provenir d'une inefficience de ce compartiment corrélativement à une rareté d'informations disponibles. L'efficience des marchés est en effet nécessaire à la fixation de prix d'équilibre, prix qui égalisent la valeur fondamentale, définie comme la somme actualisée des flux futurs, desquels découlent les taux de rentabilité exigés par les investisseurs (Feltham et Ohlson, 1999, Dechow et al. 1999 et Zhang, 2000). La vitesse et la qualité de l'ajustement des prix des actions à une nouvelle information suivraient un processus dynamique (Dyckman et Morse 1986 ; Lee 2001), liés au degré de suivi du titre par les analystes financiers (Brennan et al. 1993 ; Elgers et al. 2001 ; Gleason et Lee 2003). Les titres peu ou pas suivis par les analystes financiers « sell-side » devraient, toute chose égale par ailleurs, être ceux dont les informations spécifiques se diffusent lentement auprès des investisseurs. Il ne serait dès lors pas surprenant de constater une inefficience informationnelle sur ces sociétés, en raison du coût élevé de transaction (coût d'acquisition de l'information, Hong et al., 2000) et de capacités en arbitragistes et teneurs de marché extrêmement limitées (Merton 1987 ; Grossman et Miller 1988), sans que cela remette en cause les fondements théoriques du CAPM. Des informations publiques de type rendement de l'action, levier financier, ratio book-to-market, taille... coûteuses à analyser et à exploiter (investissements en analyse « buy-side »), pourraient dès lors procurer une rentabilité anormale à celle prédite par ce modèle. L'effet momentum serait, lui aussi, lié à la vitesse réduite de diffusion des nouvelles informations sur les sociétés peu couvertes par des analystes financiers (Hong et al. 2000). Par ailleurs, les investisseurs exigeraient une rentabilité supérieure sur les titres peu suivis par les analystes financiers, à fort contenu d'informations privées, afin de compenser l'asymétrie d'information entre investisseurs informés et non-informés (Easley et O'hara, 2004). Aussi, l'augmentation du niveau de suivi du titre par la communauté des analystes financiers devrait réduire l'inefficience informationnelle et la prime d'informations, à moins que les caractéristiques de la firme (les « anomalies » dans la littérature académique) ne soient des proxies de variables de risques omises par le modèle du CAPM ou le modèle à trois facteurs de Fama et French.

Avant de répondre à cette question, nous avons souhaité délimiter et spécifier l'univers des PME cotées. Nous expliciterons ensuite, le modèle utilisé dans notre recherche de détermination du coût du capital, avec le recours à des variables prédictives du risque, dans le cadre d'un modèle multi-factoriel avec attributs fondamentaux, puis les attributs ou variables instrumentales adaptés aux PME cotées sélectionnées. Nous présentons les résultats de nos modèles et les variables explicatives au coût du capital des PME cotées sur Euronext Paris sur

la période 1994-2004 selon le degré de suivi par les analystes financiers et analyserons l'avantage en terme de capacité prédictive de ce modèle.

1. DELIMITATION DE L'UNIVERS DES PETITES CAPITALISATIONS

L'univers des PME cotées est traditionnellement délimité selon deux critères : la taille relative (Greiner et Bruno 2004, Levis 2002, Annin et Falaschetti ...) et la liquidité (*“concept large et vague qui généralement traduit la capacité d'échanger de larges quantités d'un même titre rapidement à faibles coûts et sans affecter le prix du titre”*, Pastor et Stambaugh 2003, Amihud, 2002). Ces deux critères seraient cependant des « proxies » d'un même facteur de risque et il conviendrait de ne pas cumuler leur décote dans l'appréciation du coût du capital (Rijken Booij et Buckley 1999). Un troisième critère est abordé dans la littérature académique : la quantité d'informations disponibles délivrées dans le marché, mesuré par le degré de suivi de l'émetteur par la communauté des analystes financiers.

Les PME cotées sont plus risquées en termes de défaillance, de liquidité, d'importances d'engagements bancaires à court terme et de volatilité des résultats (Greiner et Bruno, 2004), et nécessiteraient de ce fait un investissement en analyse financière plus élevé que celui des grandes capitalisations. Or, l'industrie de l'analyse financière s'est développée sur la base d'un modèle économique basé sur les courtages générés par les transactions. Ce modèle a focalisé les investissements en analyse financière sur les valeurs les plus liquides, car susceptibles de dégager les courtages les plus élevés. Banz (1981), justifie ainsi la relation inverse et non linéaire entre la taille et la rentabilité des actions par le manque d'information disponible sur ce compartiment. Cet argument a également été avancé par Barry et Brown (1984). La rareté de l'information serait liée au nombre limité d'analystes financiers couvrant ces valeurs. Lorsque des prévisions sont toutefois disponibles sur ces firmes, leur qualité est moindre par rapport à celles établies sur les larges capitalisations (Elgers. et Murray 1992, Anderson et Reeb 2002). Barry et Brown (1985), Coles, Loewenstein et Suay (1995), Arbel, Carvell et Strebel (1983) ont démontré l'impact de la raréfaction des informations disponibles sur le marché sur l'évaluation des actifs financiers. Ils soulignent l'incapacité du bêta à expliquer le risque des sociétés faiblement couvertes par les analystes financiers.

Le suivi par la communauté des analystes financiers agit sur la quantité d'informations disponibles sur le marché et aussi sur les coûts d'agence. Afin de mesurer son impact sur le taux de rentabilité exigé par les investisseurs, nous retiendrons comme critère de suivi, la publication par plus de deux analystes « sell side » d'une étude sur la société au cours des douze derniers mois, seuil mentionné dans le rapport Demandolx de l'Autorité des Marchés Financiers. Ce choix est par ailleurs lié à notre volonté d'écarter les contrats d'animation, financés par l'émetteur auprès de deux intermédiaires, des sources de réduction de l'asymétrie d'information.

2. AMELIORATION DE LA QUALITE DE MESURE DE LA SENSIBILITE AU RISQUE DE MARCHE PAR L'INTEGRATION DE VARIABLES « EXTRA-BETA »

Afin de mesurer l'influence du suivi d'un titre par la communauté des analystes financiers sur le coût du capital, nous utiliserons le CAPM et le modèle de Rosenberg (modèle APT avec attributs) conjugués aux méthodologies de corrections des bêtas historiques avec prise en compte de termes de retard et d'anticipation (Dimson).

Dans le modèle de Rosenberg, la sensibilité du titre au risque de marché est estimée, en plus du bêta historique, par les attributs de la firme, palliant ainsi la faible significativité des bêtas calculés. De plus, il reconnaît l'existence dans les risques résiduels, de facteurs de risques communs, non nécessairement reflétés au niveau du portefeuille de marché. Sous une hypothèse de stationnarité de la loi de distribution des facteurs et donc de nullité de l'espérance des résidus, le bêta du titre est une fonction linéaire des sensibilités du titre aux facteurs de risques communs (Rosenberg, Houglet et Marathe 1973). Les coefficients associés à ces facteurs sont calculés par le rapport entre la covariance des facteurs communs et la prime de risque du marché rapportée à la variance de cette dernière.

Le modèle spécifié par Rosenberg et Marathe, se présente sous la forme

$$z_{nt} = c_i + \sum_{j=1}^J b_j (w_{jnt} z_{mt}) + \sum_{j=1}^J g_{jt}^* w_{jnt} + u_{nt}$$

avec

z_{nt} , rentabilité en excès du titre i à l'instant t ;

z_{mt} , prime de risque du marché action en t ;

w_{jnt} , $j^{\text{ième}}$ attribut de la firme n en t (sensibilité de la firme n au facteur j ajusté) ;

g_{jt} , facteur j ajusté en t à déterminer ;

c_i et b_j paramètres du modèle à déterminer ;

u_{nt} , résidu.

Le choix des descripteurs retenus s'appuie sur les travaux académiques ayant constatés des anomalies au CAPM, c'est-à-dire l'existence de facteurs de risques communs non pris en compte par le modèle de Marché et notamment les effets :

- taille (Logarithme de la capitalisation boursière)

Les espérances mathématiques de rentabilité dépendent de la capitalisation des titres et non des bêtas (Banz 1981, Reinganum 1981, Brown et al. 1983, Keim 1983, Fama et French 1992, Haugen 1993, Lo et MacKinlay 1990). Les valeurs moyennes, plus risquées, doivent être rémunérées par une rentabilité plus élevée. L'effet taille serait un proxy du risque de banqueroute, les firmes en situation délicate ayant vu leur capitalisation s'effondrer, avant de faire faillite (Ganguly 1985). Le recours à cette variable de contrôle nous permettra de valider notre choix de segmentation de l'univers des PME cotées par le degré de rareté de l'information.

- Price Earning (P/E)

Les titres à faible P/E afficheraient des rentabilités supérieures aux titres à P/E élevé (Basu 1977, 1983). L'inefficience des marchés proviendrait d'une réponse inappropriée des investisseurs à une information. Cette réponse inappropriée se reflèterait dans des ratios P/E élevés (faibles) traduisant une exagération des attentes des investisseurs en terme de croissance des résultats et de dividendes (Smidt 1986). Cependant, la prise en compte des coûts de transaction, de recherche et l'intégration des effets fiscaux empêchent les spéculateurs et arbitragistes d'exploiter cette information et de réaliser une rentabilité anormale significativement différente de zéro (Basu 1977, 1983).

- "book-to-market value" (Price-to-book)

L'effet book-to-market prédit que plus le ratio capitalisation boursière sur valeur comptable est faible, plus la rentabilité du titre est élevée ((Fama et French 1992). Le ratio book-to-market agirait comme un proxy du risque de défaut et contiendrait une information complémentaire dans l'explication des rentabilités des actions (Wassalou et Xing 2004). Pour ces auteurs, le ratio book-to-market peut être scindé en deux composantes, le levier en valeur de marché divisé par le levier en valeur comptable. Aussi le book-to-market combinerait une mesure du risque de l'actif et une mesure du risque financier.

- levier (ratio d'endettement net)

La structure financière de l'entreprise doit être rémunérée dans un modèle d'évaluation des actifs financiers (Chan et Chen 1991). Les petites entreprises ont tendance à être plus risquées que les grandes capitalisations car elles éprouvent des difficultés à accéder aux instruments de dettes financières. Le levier financier, en valeur de marché mesuré, par le ratio dettes financières / capitalisation boursière serait un proxy naturel du risque de l'entreprise. Il existe en effet une relation significative entre ce ratio et la rentabilité des actions même après contrôle du bêta et de la taille. Le levier financier n'apparaît donc pas comme un proxy du « vrai » bêta, mais capture une autre source de risque (Bandhari 1988). Rosenberg et al. (1973, 1976, 1982) ont par ailleurs utilisé les variables rentabilité économique (RE) et rentabilité financière (RF) pour mesurer l'impact de l'effet levier sur le coût du capital.

- rentabilité passée (« reversal »)

Les titres à faible (forte) performance au cours de la période passée enregistreraient une rentabilité anormale positive (négative) sur la période suivante, non expliquée par le risque (De Bondt et Thaler 1985 et 1987). Ce mouvement de balancier serait imputable à l'écart entre le prix efficient d'un titre et son prix réel : quand une erreur de prix est constatée à la fin d'une période, il existe une tendance équivalente à ce que la rentabilité du titre à la période suivante soit anormalement de sens opposé (Rosenberg et Rudd 1982).

- liquidité (volume de transaction)

Les facteurs communs dans les flux d'ordres sont influencés par les différences de liquidités des titres ainsi que par des facteurs relatifs à leur évaluation fondamentale. La rentabilité d'une action est ainsi une fonction linéaire du flux d'ordre et des informations disponibles (Hasbrouck et Seppi 1999). Amihud et Mendelson (1986) constatent que la liquidité mesurée par le nombre de titres traités multiplié par le cours de l'action ou [dollar trading volume], ne serait pas prise en compte par les facteurs HML et SMB de Fama et French.

Amihud (2002) a proposé une mesure qui se veut plus universelle et qui permet d'analyser les effets de la liquidité en série temporelle. L'auteur définit l'illiquidité d'un titre par le ratio moyen entre, la valeur absolue de la rentabilité journalière du titre i , le jour d , l'année y , sur le

volume échangé en valeur le jour j , soit $\frac{|R_{i,y,d}|}{VOLD_{i,y,d}}$. Cette mesure exprime la variation du prix

de l'action pour une unité monétaire échangée. Annualisée, la liquidité d'un titre sera mesurée

par le ratio $ILLIQ_{ii} = \frac{1}{D_{iy}} \times \sum_{t=1}^{D_{iy}} \frac{|R_{i,y,d}|}{VOLD_{i,y,d}}$, avec D_{iy} le nombre de jours où les données sont

disponibles dans l'année y . L'effet taille serait lié à des modifications de la liquidité du marché, suite à un phénomène de « flight to quality » bénéficiant dans les phases de forte contraction de la liquidité globale du marché aux titres les plus liquides. L'effet taille ne serait donc pas stable dans le temps.

- rendement (yield)

Les titres à fort taux de rendement sont moins risqués (Amihud 2002). Cette effet serait lié à la perception des investisseurs institutionnels selon laquelle plus le taux de rendement du titre sera élevé, meilleure sera sa liquidité (Redding 1997). Le rendement d'un titre pourrait également rendre compte d'un risque dû à la différence de taxation entre les plus-values et les dividendes. Les investisseurs réclameraient une compensation à un taux de taxation sur les dividendes supérieur à celui des plus-values (Litzenberger et Ramaswamy 1979, Miller et Scholes 1982 et Brennan et al. 1998).

Outre ces descripteurs, nous avons ajouté les variables explicatives suivantes :

- des indicateurs de croissance des résultats (taux de variation des bénéfices ou des cash-flows et taux de distribution des résultats) utilisés dans les travaux de Rosenberg (1973, 1976 et 1982) et Beaver et al. (1970).
- les ratios survaleurs sur dettes financières nettes et survaleurs rapportées au capital économique, afin de prendre en compte le risque lié à la stratégie de croissance de l'entreprise. Cette stratégie serait destructrice de valeur (Varaiya et Ferris 1987). La prime de contrôle payée lors d'opérations de croissance externe surpasserait, en moyenne, les synergies tirées de l'intégration de la cible. L'impact sur la valeur serait toutefois dépendant de la cotation de la société cible. L'acquisition de sociétés cotées est préjudiciable aux actionnaires de la société initiatrice de l'offre, tout comme le financement de l'opération sur la trésorerie de l'entreprise. Nous contrôlerons dans nos modèles l'impact d'une politique de croissance externe volontariste sur le taux de rentabilité exigé par les investisseurs, par les ratios GODET et GOCE, avec au numérateur le montant des survaleurs, rapporté à la dette financière nette (GODET) et au capital économique (GOCE) ;
- Capital économique et immobilisations financières. Nous avons décomposé la notion d'actif total, utilisée par de nombreux chercheurs, en ces deux composantes car :
 - le capital économique, constitué de l'actif immobilisé augmenté du besoin de financement d'exploitation, participe à la création de valeur de l'entreprise (CE),
 - les immobilisations financières au bilan, souvent non nécessaires à son activité et considérées par les analystes et les gérants comme un « *matelas de sécurité* » peuvent absorber les chocs exogènes. Il est dès lors pertinent de comparer leur valeur aux engagements financiers nets de l'entreprise (IFIDET, ratio des immobilisations financières sur les dettes bancaires nettes) ;
- le ratio dettes financières nettes / capacité d'autofinancement (DETCAP). Ce ratio est couramment utilisé dans les banques commerciales pour juger de la capacité d'endettement d'une entreprise ;
- le ratio Price cash-flow présent notamment dans les études de Chan, Karceski et Lakonishok (1998), le cash-flow étant considéré comme la vraie richesse créée par l'entreprise ;
- la situation de perte (PERT) ; celle-ci est souvent associée au risque de faillite. Elle participe également au phénomène de « window dressing », à l'origine de l'effet reversal et de l'effet janvier (Chan 1996, et Jones 1987). Les gérants ont en effet

tendance à se délester des titres des sociétés affichant des performances opérationnelles médiocres et a fortiori un résultat déficitaire, pour ne pas les inclure dans les relevés de portefeuilles qu'ils présentent à leurs clients en fin de période ;

- le coût de la dette supportée par l'entreprise (KD). Le taux exigé par les banquiers contient une information privilégiée, notamment dans le cadre des PME cotées peu suivies par la communauté des analystes, et donc à forte asymétrie d'information.

Nous n'avons pas intégré de variables explicatives « industries », en raison de la spécificité des valeurs moyennes, de la non-disponibilité d'indices sectoriels précis sur ce compartiment et de l'exclusion de notre étude des valeurs immobilières et financières à comptabilité spécifique. De plus, le risque lié à l'appartenance sectorielle est au moins partiellement reflété dans les attributs (Chan, Karceki et Lakonishok 1998). Nous avons cependant eu recours au ratio d'intensité capitalistique (INTECAP), variable de forte différenciation sectorielle à laquelle se réfèrent Rosenberg et al. (1973, 1976, 1982).

Nous avons calculé les bêtas, selon trois méthodologie (moindre carrées ordinaires, méthodologie à effet de retard proposée par Dimson 1997) à partir de données journalières, et/ou hebdomadaires, sur un an et trois ans. Nous avons régressé les variations journalières ou hebdomadaires du prix des titres, après ajustement des dividendes distribués, sur l'indice SBF 250, indice le plus large à notre disposition sur cette période. Au total, nous avons procédé à 8 544 régressions. Le bêta journalier sur trois ans, le bêta hebdomadaire trois ans de Dimson et le bêta journalier trois ans de Dimson affichent les meilleurs taux de significativité.

3. CONSTITUTION DE L'ECHANTILLON ET TRAITEMENTS STATISTIQUES

Nous avons concentré notre étude sur le marché des PME cotées sur Euronext Paris, soit les segments B et C.. Afin de renseigner notre base de données nous avons utilisé la base JCF Facset (données de marchés), DIANE (données comptables). Pour compléter les valeurs manquantes, il a été nécessaire d'effectuer des recherches dans Cofisem, dans EXTEL CARD DATA BASE, et dans les rapports annuels des sociétés ainsi que dans la base Datastream. Afin d'éviter les écueils de la « bulle » internet et dans un souci de limiter l'impact des opérations financières dans la détermination des facteurs influençant le coût du capital, nous avons choisi de ne retenir que les titres cotés sur le marché parisien tout au long de la période sous revue (1994 à 2004). Cette méthodologie est comparable à celle utilisée par Rosenberg et Rudd (1982). Notre échantillon final, composé de 179 sociétés, peut donc être affecté par un biais du survivant.

Les données ont été centrées et normées conformément à la littérature académique. Cette standardisation est consistante avec l'hypothèse selon laquelle les coefficients de sensibilité aux facteurs sont déterminés par la position relative de la société dans la population étudiée, et non par leur valeur absolue. L'échantillon a été cylindré : nous avons écarté les coefficients de sensibilité situés à plus de quatre écart-types de la moyenne, conformément à la méthodologie retenue par Rosenberg, Houglet et Marathe (1973). Ce traitement permet de limiter le poids des valeurs « anormales » dans la détermination des coefficients des régressions. Nous avons par ailleurs exclu de notre échantillon les rentabilités anormales supérieures à 300%, procédure dans son principe, analogue à celle utilisée par Rosenberg et al. afin de limiter l'impact de risques idiosyncratiques ou d'opérations spéciales dans l'explication des rentabilités des actions.

Nous avons scindé notre échantillon général en deux sous échantillons afin de prendre en compte le suivi de la valeur par plus de deux analystes financiers « sell side », afin de contrôler l'influence de la rareté d'informations disponibles sur le coût du capital et ses déterminants.

Il ressort de l'analyse des échantillons (confère annexe) les différences suivantes :

- la taille moyenne de l'échantillon des valeurs suivies par plus de deux analystes est significativement supérieure à celle de l'échantillon de valeurs non suivies, résultats cohérents avec le modèle économique de l'industrie de l'analyse financière rémunérée sur les courtages
- le « price-to-book » est également en moyenne significativement plus élevé lorsque les analystes financiers suivent le titre
- la mesure d'illiquidité proposée par amihud est significativement plus forte dans l'univers des valeurs non suivies comparativement à l'échantillon général, confirmant ainsi le rôle de proxy de la liquidité dans la délimitation de notre univers
- il y a une plus grande proportion de sociétés en pertes (de firmes marginales) dans l'échantillon des valeurs non suivies que dans l'échantillon général
- le risque lié à l'endettement, mesuré par le ratio de couverture des dettes financières nettes par la capacité d'autofinancement, décroît en moyenne avec une meilleure couverture de la part des analystes financiers

Nous avons sélectionné les variables explicatives selon leur coefficient de corrélation partielle (stepwise regression). Nous avons appliqué cette méthodologie de sélection « pas à pas » aux variables fondamentales entrant dans l'explication du risque associé au marché. Nous avons ensuite appliqué la même méthode de sélection de facteurs communs expliquant les mouvements des résidus, afin de mettre en lumière les descripteurs communs de risques non pris en compte par le marché.

4. DETERMINANTS DU COUT DU CAPITAL ET NIVEAU DE SUIVI PAR LES ANALYSTES

Nous avons ainsi identifié des facteurs de risques communs intra et extra-marché des sociétés des listes B et C d'Euronext Paris, dépendants du degré de suivi des sociétés par la communauté des analystes financiers.

Le « price-to-book » (PAN) est systématiquement présent dans nos variables sélectionnées. Il intervient à la fois au côté du bêta comme attribut de sensibilité au risque de marché et comme attribut de sensibilité à un risque extra-marché. Quels que soient l'échantillon et la méthodologie de calcul du bêta, les variables fondamentales suivantes sont rejetées au seuil de 5% : le ratio survaleurs / capital économique (GOCE), celui des survaleurs / dettes (GODET), le PER et le taux de distribution (PAYO). Ainsi, la politique de croissance externe et de distribution de dividendes sont sans effet sur la rentabilité des titres de notre échantillon.

Le suivi par plus de deux analystes financiers confère aux variables suivantes un pouvoir explicatif sur la rentabilité du titre (significativité en cohérence avec le « earning momentum »):

- variation des bénéfices par action sur un et deux ans (VARB1 et VARB2) (relation positive) ;

- variation des cash-flows par actions sur un ou deux ans (VARCF1 et VARCF2) (relation négative) ;
- couverture des frais financiers (ICOV) (relation positive) ;
- couverture de la dette par la capacité d'autofinancement (DETCAP) (relation positive).

Il ôte à la situation de « pertes » son caractère explicatif, que l'on constate sur les autres échantillons.

Les variables expliquant la rentabilité des titres non suivis par les analystes sont sensiblement plus réduites. Les facteurs pertes (PERT) et coût de la dette financière (KD) ont une influence significative. Les investisseurs en actions se basent ainsi sur l'information relative au spread de crédit pour ajuster leur taux de rentabilité exigé. La publication d'analyses financières ne réduit donc pas l'inefficience informationnelle. Au contraire, elle confère à un plus grand nombre d'informations publiques un lien avec la rentabilité du titre. La faiblesse de la qualité des modèles sur l'échantillon des valeurs non suivies par les analystes peut refléter soit l'omission de variables explicatives ou l'importance du risque spécifique de ces titres à l'équilibre, non rémunérés par le marché.

Tableau 1.

Résultats modèle multi-factoriel avec utilisation d'un bêta hebdomadaire à 3 ans

Régression en données de panel de la rentabilité annuelle en excès sur le taux sans risque (référence OAT 10 ans) par les descripteurs des titres sur un échantillon composé de 125 valeurs des segments B et C d'Eurolist Paris (suppression des valeurs à plus de 4 écart-types), sur un sous-échantillon des 44 valeurs suivies par plus de deux analystes « sell-side », sur celui des 81 valeurs non suivies par plus de deux analystes « sell-sides » et sur l'échantillon des valeurs présentant des bêtas significatifs sur la période au seuil de 10%. Sélection des variables explicatives par procédure de pas à pas au seuil de 5%. Les résultats de la régression, coefficients, R² ajustés et F statistique, sont présentés si après (seuil de significativité à 1% ***, 5%** et 10%*). Les résultats en rouge indique que l'attribut intervient dans l'estimation du risque de marché. Le modèle utilisé est :

$$z_{i,t} = r_{i,t} - r_{f,t} = c_i + \sum_{j=1}^J b_j (w_{jit} z_{mt}) + \sum_{j=1}^J g_{jt}^* w_{jit} + u_{it}$$

Variables Indépendantes	Echantillon complet	Valeurs suivies par deux analystes ou plus	Valeurs non suivies
C	0.1001	-0.3946***	
Constante	(1.5466)	(-4.9236)	
LIQU	<u>0.3098</u>		<u>1.2769**</u>
Volume échangé/capi.	(1.6368)		(2.1137)
			-0.2378*
			(-1.6772)
RDT(-1)	-0.3751***	<u>0.0512</u>	
Rentabilité passée	(-7.6803)	(0.2377)	
		-0.3709***	
		(-6.2592)	
CE		-0.3119**	
Capital Economique		(-2.0558)	
KD			<u>-0.0665</u>
Coût de la dette			(-1.0148)
			0.0583***
			(2.6276)
LOGCAP	0.8089***	0.6102***	
Logarithme de la Capitalisation	(8.9158)	(5.9400)	
CAPMED	-0.1858***	<u>-0.1463</u>	
Capitalisation médiane	(-3.2908)	(-1.6179)	
ICOV		0.0705*	

Couverture des frais financiers		(1.8948)	
PAN	<u>0.3469***</u>	<u>0.5211***</u>	0.1639***
Price-to-book	(6.5046)	(5.1718)	(3.6147)
	0.1605***		
	(4.5586)		
DETCAP		<u>0.2636***</u>	
Dettes financières / CAF		(2.6751)	
		0.1202***	
		(3.3210)	
PERT	-0.0662		0.1073***
Situation de pertes	(-0.9561)		(4.4951)
YIEL	0.1086**		
Rendement	(2.0909)		
VARCF1		-1.6620*	
Variation des cash-flows sur 1 an		(-1.7080)	
VARB1		0.5807***	
Variation des Bpa sur 1 an		(2.8743)	
VARB2	<u>0.0907*</u>	0.2222***	
Variation des Bpa sur 2 ans	(1.6540)	(2.6449)	
BH3D	<u>0.5007***</u>	<u>0.5259***</u>	<u>0.6420***</u>
Bêta hebdo. 3 ans Dimson	(4.4867)	(3.3178)	(3.3517)
F	5.6314***	7.4328***	***
R ² ajusté	0.5188	0.6380	0.2263
N	495	220	355

L'identification des ces facteurs de risques nécessite un lourd traitement statistique, qui ne peut se justifier que s'ils permettent d'accroître significativement la capacité explicative des rentabilités passées par rapport aux modèles couramment utilisés par les praticiens.

Dans une première approche, nous avons régressé en données de panel les rentabilités en excès des titres sur leurs bêtas historiques précédemment calculés, afin d'apprécier la qualité de ces derniers comme variables explicatives du risque systématique des PME cotées (dans le cadre du CAPM). Les résultats ci-après font ressortir les points suivants :

- le bêta de marché explique moins de 15% de la variance des rentabilités des titres en données de panel (échantillon général) ;
- le suivi des valeurs par les analystes financiers augmente significativement le pouvoir explicatif du bêta historique ;
- inversement, lorsqu'un titre n'est pas suivi par plus de deux analystes « sell-side », ses mouvements sont décorrélés de ceux de l'indice SBF 250.

Tableau 2.

Régression en données de panel de la rentabilité annuelle en excès sur le taux sans risque (référence OAT 10 ans) par les bêtas historiques significatifs au seuil de 10% multiplié par le taux de rentabilité en excès du SBF 250, des titres sur un échantillon composé de 125 valeurs des segments B et C d'Euronext Paris (suppression des valeurs à plus de 4 écart-types), sur un sous-échantillon des 44 valeurs suivies par plus de deux analystes « sell-sides » et sur celui des 81 valeurs non suivies par plus de deux analystes « sell-sides ». Les résultats de la régression, constante, coefficient de régression, R² ajustés et F statistique sont présentées si après (seuil de significativité à 1% ***, 5%** et 10%*) :

$$z_{it} = R_{it} - rf_t = \alpha_t + b_t (\beta_{i,t} (R_{m,t} - rf_t)) + \varepsilon_{i,t}$$

Valeurs suivie

Bêtas significatifs à 10%
264 observations

	Constante	Coefficient	R ² ajusté	F
Bêta Jour 3 ans	0.1119*** (3.9850)	1.9518*** (9.1704)	0.2202	2.6881***
Bêta Jour 3 ans Dimson	0.1271*** (4.6043)	1.5898*** (9.5619)	0.2386	2.8736***
Bêta Hebdo 3 ans Dimson	0.1281*** (2.9448)	0.9358*** (6.4754)	0.2138	2.6250***

Valeurs non suivies

Bêtas significatifs à 10%
473 observations

	Constante	Coefficient	R ² ajusté	F
Bêta Jour 3 ans	0.0663*** (3.9322)	0.9083*** (3.3397)	0.0551	1.3481**
Bêta Jour 3 ans Dimson	0.0708*** (4.2840)	0.8264*** (3.7138)	0.0612	1.3894
Bêta Hebdo 3 ans Dimson	0.0688*** (4.2706)	0.6093*** (4.7679)	0.0759	1.4905***

Plusieurs explications peuvent dès lors être avancées :

- les titres non suivis par les analystes, sont des titres « marginaux » et recèlent un risque spécifique plus élevé. La présence dans cet échantillon d'un nombre supérieur de sociétés en pertes semble valider cette hypothèse ;
- il existe des facteurs de risques communs aux PME cotées non pris en compte par le SBF 250 ;
- le suivi par des analystes réduit l'asymétrie d'information et le délai d'ajustement du prix des actions aux facteurs macro-économiques, augmentant leur corrélation aux mouvements du marché ;
- l'estimateur du vrai bêta est fortement biaisé dans le cas des PME cotées en raison en particulier, de la rareté d'information et de leur délai d'ajustement.

Les résultats des modèles multi-factoriels présentés dans le tableau 1 permet d'expliquer individuellement titre par titre, un niveau de variance comparable à celle expliquée dans le cadre de l'échantillon complet sur le SBF 250 (46,25%, entre novembre 1998 et novembre 2004, c'est à dire que le SBF 250 explique moins de 50% des rentabilités journalières d'un portefeuille composé des valeurs de notre échantillon, portefeuille pour lequel le risque systématique est censé avoir été éliminé). Les meilleures performances sont constatées sur l'échantillon des valeurs suivies par plus de deux analystes financiers sell-side, et ce, quel que soit le modèle de régression employé : nos variables expliquent 63,8% de la variance des rentabilités des valeurs suivies, contre 51,88% de la variance des rentabilités des titres de notre échantillon général. Le fait qu'une valeur ne soit pas suivie par la communauté des analystes financiers divise par un facteur trois la significativité du modèle : le R² s'établit alors à 22,6%.

CONCLUSION

Nos travaux sur les PME cotées permettent de confirmer l'importance du suivi de la valeur par la communauté des analystes financiers et leurs rôles dans la vitesse de circulation de l'information sur les marchés. Les valeurs délaissées, soit, enregistrent un excès de taux de rentabilité exigé par les investisseurs non expliqué par les modèles de détermination du coût du capital utilisés (Easley et O'hara, 2004), soit ne parviennent pas à trouver leur prix d'équilibre dans un contexte d'inefficience informationnelle. Cependant, l'absence de significativité de la performance passée RDT(-1) comme attribut du modèle sur l'échantillon de valeur non suivies, alors qu'il est présent sur l'échantillon de valeurs suivies, contredit les conclusions de Hong et al., (2000). L'effet momentum ne peut dès lors pas être lié à la vitesse réduite de diffusion des nouvelles informations sur les sociétés peu couvertes par des analystes financiers.

Le CAPM ne parvient pas à expliquer plus de 15% de la variance des titres de petites capitalisations de la Bourse de Paris. Les corrections du bêta historique proposées par les chercheurs afin de tenir compte des délais d'ajustement du prix des actions aux nouvelles informations sur les sociétés peu échangées ne parviennent pas à modifier cette conclusion. Outre le bêta, le « price-to-book » et la taille, il convient en effet d'intégrer d'autres variables dans l'appréciation du coût du capital des PME cotées. Ces variables sont dépendantes de la circulation de l'information financière : le fait qu'une société soit suivie ou non par la communauté des analystes financiers influence les variables de risques, déterminant le coût du capital de ces sociétés et agit fortement sur la qualité du modèle d'évaluation. Ainsi, les investisseurs se baseront-ils sur le coût de la dette financière, le « price-to-book », la liquidité du titre mesurée par le share turnover et les situations de détresse (pertes) pour apprécier le risque d'une société non couverte par les analystes financiers. Ces variables n'expliquent cependant qu'une faible part du taux de rentabilité exigé par les investisseurs, traduisant l'inefficience des marchés financiers sur ce compartiment ou l'existence d'autres facteurs communs de risque non identifiés dans notre étude (notamment la prime de risque informationnelle proposée par Easley et O'hara, 2004). Le modèle présenté est néanmoins plus performant que le CAPM avec un coefficient de détermination oscillant entre 19% et 32% selon le seuil de significativité retenu. A contrario, l'investisseur exigera des sociétés sur lesquelles il bénéficie d'informations plus abondantes et à plus faible coût transactionnel, un taux de rentabilité fonction de variables fondamentales de type croissance de la capacité bénéficiaire, variation des cash-flows, couverture de la dette financière par la capacité d'autofinancement, rentabilité passée ou de la capitalisation boursière. L'influence de ce facteur, non linéaire sur notre échantillon, pourrait refléter la segmentation des gestions actions selon des critères de taille minimale d'investissement ou une mauvaise spécification de notre critère de délimitation de l'univers des petites capitalisations (couverture par plus de deux analystes). Il s'agirait donc d'un effet de seuil, rejoignant notamment les conclusions de Loughran (1997).

L'influence de variables publiques sur le coût du capital de sociétés sur lesquelles il existe une analyse financière, par comparaison avec des sociétés faiblement suivies, fragilise l'hypothèse d'efficience des marchés financiers.

ANNEXES

Annexe 1. Nomenclature et définition des descripteurs proposés

N°	Abréviation	Définition	Sens attendu
RISQUE OPERATIONNEL			
1	GOCE	Survaleurs brutes / capital économique	nd
2	GODET	Survaleurs brutes / dettes financières nettes	nd
3	RE	Rentabilité économique, résultat d'exploitation après impôts / capital économique	+
4	RF	Rentabilité financière, résultat net part du groupe / fonds propres part du groupe	nd
5	KD	Coût de la dette financière, résultats financiers / dettes financières nettes moyennes	+
6	VARB	Variation des bénéfices nets par action - BNpa (1, 2 et 3 ans)	nd
7	VARCF	Variation du cash-flow par action (1, 2 et 3ans)	nd
8	PER	Cours de l'action / BNpa	-
9	PERT	Variable binaire égale à 1 si pertes, 0 sinon	-
10	INTCAP	Intensité capitalistique – actif immobilisé / CA	nd
11	IFIDET	Immobilisations financières / dettes nettes	nd
12	PAN	Capitalisation boursière / Actif net comptable	+
13	PAYO	Dividende distribué / Résultat net part du groupe	-
14	YIEL	Dividende / Cours de l'action	-
15	RDT(-1)	Performance en excès du titre sur la période précédente	-
RISQUE FINANCIER			
16	ICOV	Couverture des frais financiers (frais financiers/résultat d'exploitation	+/-
17	GEA	Dettes nettes / Fonds Propres	+/-
18	DETCAP	Dettes financières nettes / CAF	+/-
19	LOGCAP	Logarithme de la capitalisation boursière	-
20	CAPMED	Capitalisation / médiane de l'échantillon	-
21	CE	Immobilisations incorporelles et corporelles + Besoin de Financement de l'Exploitation	nd
RISQUE DE LIQUIDITE			
22	LIQU	Nombre de titres traités sur un an / nombre de titre en circulation	-
23	AMIH	Mesure de liquidité proposée par Amihud et Mendelson (2002), basée sur le rapport entre la valeur absolue de la variation journalière et le volume traité. $ILLIQ_{it} = \frac{1}{D_{it}} \times \sum_{d=1}^{D_{it}} \frac{ R_{i,y,d} }{VOLD_{i,y,d}}$	-

Références

Amihud, Y. "Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects", Journal of Financial Markets, vol. 5, p. 31-56

Amihud, Y. and Mendelson, H. "Asset pricing and the bid-ask spread", Journal of Financial Economics, vol. 15, p. 223-249

Anderson, R. and Reeb, D. "Founding-family ownership and firm performance from the S&P 500", The Journal of Finance, vol. 58, p. 1301-132

Annin, M. and Falaschetti, D. "Is there still a size premium", Ibbotson Associates

Arbel, A. Carvell, S. and Strebel, P. "Giraffes, institutions and neglected firms", *Financial Analysts Journal*, May-June 1983, p. 57-63

Banz, R. "The relationship between return and market value of common stock", *Journal of Financial Economics*, vol. 9, p. 3-18

Barry, C. and Brown, S. "Differential information and the small firm effect", *Journal of Financial Economics*, vol. 13, p. 283-294

Barry, C.B. and Brown, S.J. "Differential information and security market equilibrium", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 20, p. 407-422

Basu, S. "Investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios: a test of the efficient market hypothesis", *The Journal of Finance*, vol. 32, p. 663-682

Bhandari, L.C. "Debt-equity ratio and expected common stock returns: empirical evidence", *The Journal of Finance*, vol. 47, p. 507-528

Brennan, M. Chordia, T. and Subrahmanyam, A. "Alternative factor specifications, security characteristics, and the cross-section of expected stock returns", *Journal of Financial Economics*, vol. 49, p. 345-73

Brennan, M.J. Jegadeesh, N. and Swaminathan, B. "Investment analysis and the adjustment of stock prices to common information", *Review of Financial Studies*, vol. 6, p. 799-824.

Chan, K.C and Chen, N.F. "Structural and return characteristics of small and large firms", *The Journal of Finance*, vol. 46, p.1467-1484

Chan, K.C. "Can tax-loss selling explain the January seasonal in stock returns?", *The Journal of Finance*, vol. 41, p. 1115-1128

Chan, L.K.C. Karsecki, J. and Lakonishok, J. "The risk and return from factors", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 33, p. 159-187.

Coles, J.L. Loewenstein, U. and Suay, J. "On equilibrium pricing under parameter uncertainty" *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 30, p. 347-364

De Bondt, W. and Thaler, R. "Does the stock market overreact?", *The Journal of Finance*, vol. 40, p. 793-805

De Bondt, W. and Thaler, R. "Further evidence on investors overreaction and stock market seasonality", *The Journal of Finance*, vol. 42, p. 557-581

Dechow, P. Hutton, A. and Sloan, R. "An empirical assessment of the residual income valuation model", *Journal of Accounting and Economics*, vol. 26, p. 1-34.

Dyckman, T. and Morse, D. "Efficient capital markets: a critical analysis", 2d Edition, Prentice-Hall: Englewood Cliffs, N.J.

Easley, D. and O'hara, M. "Information and the cost of capital", *The Journal of Finance*, vol. 59, p. 1553-1583

Elgers, P. and Murray, D. "The relative and complementary performance of analyst and security-based measures of expected earnings", *Journal of Accounting and Economics*, vol. 15, p. 303-316

Elgers, P.T. Lo, M.H. and Pfeiffer, R.J. "Delayed security price adjustments to financial analysts' forecasts of annual earnings", *The Accounting Review*, vol. 76, p. 613-632.

Fama, E. and French, K.R. "The cross-section of expected stock returns", *The Journal of Finance*, vol. 47, n°2, p. 427-465

Feltham, G. A. and Ohlson, J. A. "Residual earnings valuation with risk and stochastic interest rates", *Accounting Review*, vol. 74, p. 165-183.

Ganguly, P. "UK small business statistics and international comparisons", London, Harper and Row

Gleason, C. and Lee, C. "Analyst forecast revisions and market price discovery", *The Accounting Review*, vol. 78, p. 193-225

Greiner, K. and Bruno, S. "Small capitalization, active management", Hartman, Maher et Co., 2004

Grossman, S.J. and Miller, H.M. "Liquidity and market structure", *The Journal of Finance*, vol. 43, p. 617-633

Hasbrouck, J. and Seppi, D.J. "Common factors in prices, order flows and liquidity", working paper, Stern School of Business, New-York University

Hong, H. Lim, T. and Stein, J. "Bad news travel slowly: size, analyst coverage and the profitability of momentum strategies", *The Journal of Finance*, vol. 55, p. 255-294

Johannson, A. and Rolsteh, L. "The effects of firm-specific variables and consensus forecast data on the pricing of large Swedish firms' stocks", *Applied Financial Economics*, vol. 11, p. 373-384

Jones, S.L. "Reaction to the overreaction hypothesis" working paper, Purdue University, September 1987

Lee, C. "Market efficiency and accounting research. A discussion of capital market research in accounting by S. P. Kothari", *Journal of Accounting and Economics*, vol. 31, p. 233-253

Levis, M. "The record on small companies: a review of the evidence", *Journal of Asset Management*, vol. 24, p. 368-397.

Litzenberger, R. and Ramaswamy, K. "The effects of personal taxes and dividends on capital asset prices: theory and empirical evidence", *Journal of Financial Economics*, vol. 7, p. 163-175

Loughran, T. "Book-to-market across firm size, exchange, and seasonality: is there an effect", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 32, p. 249-268

Merton, R. "A simple model of capital market equilibrium with incomplete information", *The Journal of Finance*, vol. 42, p. 483-510

Miller, M. and Scholes, M. "Dividend and taxes: some empirical evidence", *Journal of Political Economy*, vol. 90, p. 1118-1141

Pastor, L. and Stambaugh, R. "Cost of equity capital and Model mispricing", *The Journal of Finance*, vol. 54, p. 67-121

Perterkort, R.F. and Nielsen, J.F. "Is the book-to-market ratio a measure of risk?", *The Journal of Financial Research*, vol. 28, p. 487-502

Redding, L. "Firm size and dividend payout", *Journal of Financial Intermediation*, vol. 6, p. 224-248

Reinganum, M. R. "Miss specification of CAPM: empirical anomalies based on earnings yield and market value", *Journal of Financial Economics*, vol. 9, p. 19-46

Rosenberg, B. and Marathe, V. "Commons factors in security returns: microeconomic determinants and macroeconomic correlates", *Seminar on the Analysis of Security Prices*, 1976

Rosenberg, B. and Rudd, A. "Factor-related and specific returns of common stocks: serial correlation and market inefficiency", *The Journal of Finance*, vol. 37, p. 543-554.

Rosenberg, B. Houglet, M. and Marathe, V. "Extra-market components of covariance among security prices", working paper RPF-013, Berkeley, 1973

Smidt, S. "A new look at the random walk hypothesis", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 3, p. 235-262, 1986

Travlos, N. "Corporate take over bids method of payment, and bidding firms stock returns", *The Journal of Finance*, vol. 42, p. 43-63

Varaiya, N. and Ferris, K. "Overpaying in corporate takeover the winners curse", *Financial Analysts Journal*, vol. 43, p. 64-70.

Vassalou, M. and Xing, Y. "Default risk in equity returns", *The Journal of Finance*, vol. 59, p. 831-868

Zhang, X. "Conservative accounting and equity valuation", *Journal of Accounting and Economics*, vol. 29, p. 125-149.