

LES EFFETS DE LA CROISSANCE ET DE L'ENDETTEMENT
SUR LES MULTIPLES DE CAPITAUX PROPRES :
REPRESENTATION THEORIQUE ET COMPARAISON
INTERNATIONALE

Imtiaz AHMAD Pascal ALPHONSE Michel LEVASSEUR

Université Lille Nord de France, F-59000 Lille, France
European Center of Corporate Control Studies - LSMRC

Mars 2010

Résumé :

Cet article s'interroge sur le rôle de la croissance et de l'endettement sur l'apport informationnel de la valeur comptable des fonds propres. A cette fin, un modèle de type Residual Income est développé et ses implications empiriques testées sur un échantillon d'entreprises américaines, de pays

développés hors Etats-Unis et de pays émergents sur la période 2000-2007. Les résultats montrent que dans la plupart des pays considérés, l'association entre la valeur comptable et la valeur de marché des fonds propres dépend significativement du stade de croissance et des modalités de financement caractérisant l'entreprise.

Mots clés : Residual income – Association studies – ERC – Endettement – Book value

Cette recherche a bénéficié du soutien de Lille School of Management Research Center. Les auteurs ont bénéficié des innombrables conseils et commentaires d'Eric de Bodt ainsi que des remarques de deux relecteurs anonymes. Les erreurs et omissions restent de l'entière responsabilité des auteurs.

1. Introduction

Notre étude s'intéresse à la relation entre la valeur de marché des entreprises et leur valeur comptable. Nous soulevons ce faisant une double question : (i) le degré d'association¹ entre valeurs comptables et valeur de marché est-il fonction des conditions de croissance et des modes de financement des entreprises et (ii) ces formes d'association sont-elles invariantes dans le monde.

L'intérêt pour ce sujet est d'abord motivé par des considérations pratiques. Les investissements dans les marchés d'actions internationaux sont devenus conséquents pour les gestionnaires de fonds du monde entier. En outre, les investissements directs dans des firmes non cotées intéressent de plus en plus d'entreprises. L'utilisation de méthodes fondées sur des comparaisons à base de ratios observés pour des sociétés cotées est très fréquente dans ces deux domaines: "*multiple are used often as a substitute for comprehensive valuations, because they communicate efficiently the essence of those valuations*" (Liu, Nissim, & Thomas, 2002). Comprendre les liens entre valeur boursière et indicateurs comptables est de nature à éclairer les processus d'investissement dans des pays où l'information est plus difficile à collecter pour des investisseurs étrangers. .

La deuxième motivation est d'ordre théorique. Elle porte sur la relation entre valeurs comptables et valeurs de marché. Les modèles d'évaluation à base de résultats résiduels (R.I.M.) fournissent un support au lien entre les résultats futurs espérés, les mesures comptables des fonds propres et les valeurs boursières. Les modèles pionniers d'Ohlson (Ohlson J. , 1995) ou de Feltham et Ohlson (Feltham & Ohlson, 1996), par exemple, suggèrent une relation linéaire entre le cours boursier, la valeur comptable par action du titre, le bénéfice par action espéré et enfin une variable synthétisant les effets d'autres informations sur les résultats à venir. De nouveaux modèles d'évaluation à base de croissance anormale des résultats (A.E.G) sont apparus et perdent toute référence avec les valeurs comptables des fonds propres (Ohlson & Juetner-Nauroth, 2004). Ils prétendent que les seuls résultats attendus pour les deux exercices à venir et les dividendes prévus suffisent. La question est de savoir si une extension des modèles R.I.M. susceptible de capter une croissance anormale des résultats permet de rétablir, au moins dans certaines circonstances, un lien entre la valeur comptable des fonds propres et leur valeur boursière.

Nous entamons notre étude par une extension théorique des modèles R.I.M. L'objectif est d'abord d'intégrer l'évolution des résultats anormaux selon le type de croissance rencontré par l'entreprise. La modélisation prend en compte la possibilité de changement de régime de

¹ Notre approche s'inscrit dans le courant de la littérature comptable dite de l'association. Nous reprenons la proposition avancée par Barth et al. (Barth, Beaver, & Landsman, 2001) : "*an accounting amount is defined as value relevant if it has a predicted association with equity market values*" (p.79) et leur remarque suivante : "*accounting information can be value relevant but not decision relevant if it is superseded by more timely information*". Nous ne faisons aucune hypothèse en matière d'efficacité de ces marchés boursiers. Notre étude s'inscrit dans le courant de toutes celles qui se sont intéressées aux niveaux de prix et non à leurs changements.

croissance à un moment du temps. Elle suppose également que la capacité de l'entreprise à conserver au profit de ses actionnaires la plus grande part de la richesse créée par les opportunités de croissance dépend de l'importance des capitaux propres au bilan. Enfin, nous avons pris soin de ne pas retenir comme hypothèse la relation dite de clean surplus. En intégrant ces éléments, nous espérons améliorer la mesure de la relation entre la valeur comptable des fonds propres et sa valeur de marché

La deuxième partie de l'étude est empirique. Trois échantillons sont constitués sur la période 1997-2007. Ils comprennent des sociétés américaines, des entreprises d'autres pays développés (Allemagne, Australie, Canada, France, Japon et Royaume-Uni) et un ensemble provenant de pays émergents (Chine, Corée, Hon-Kong, Inde, Malaisie, Singapour, Taiwan et Thaïlande). Notre objectif est de proposer une comparaison au plan international. A partir de données comptables historiques, nous construisons un indicateur synthétique de croissance par entreprise. Nous procédons ensuite à l'estimation de notre modèle en intégrant ces variables de croissance et d'autres variables de contrôle (taille, absence de dividende, année et pays). L'objectif est de vérifier que l'inclusion de la valeur comptable des fonds propres améliore non seulement la capacité explicative mais aussi la spécification des régressions estimées.

Notre étude empirique permet d'établir les résultats suivants :

- (i) quelle que soit la zone géographique, le résultat net reste la variable la plus fortement associée à la valeur boursière.
- (ii) l'introduction de la valeur comptable des fonds propres augmente non seulement la capacité explicative des modèles et modifie aussi sensiblement l'estimation de la relation entre ce résultat et la valeur de marché des fonds propres. Ces résultats montrent que l'inclusion de la valeur comptable des fonds propres dans les régressions qui relie la valeur de marché des fonds propres aux résultats comptables est importante. A défaut, un problème de variable manquante biaise les estimations obtenues. Se priver de l'information apportée par la valeur comptable des fonds propres est pénalisant au plan empirique.
- (iii) la prise en compte de la valeur comptable des fonds propres sous une forme directe linéaire est insuffisante. Nous montrons d'une part que la mesure utilisée pour caractériser les phases de croissance de la firme rend compte du caractère non linéaire de l'association entre valeur comptable des fonds propres et valeur boursière et d'autre part que l'association entre la valeur comptable des fonds propres et leur valeur boursière peut être fondamentalement différente dans le cas des entreprises faiblement endettées et fortement endettées.
- (iv) deux résultats émergent au plan international. Les entreprises faiblement endettées et en forte croissance sont les mieux valorisées par les investisseurs durant la

période étudiée. Lorsque les entreprises sont endettées, la croissance des résultats ne se traduit plus de manière systématique par une croissance de la valeur de marché des fonds propres. Ces résultats empiriques confirment les prédictions de notre modèle théorique.

Nous avons finalement vérifié si les variables de prévisions des analystes financiers et de dirty surplus rendent compte des effets de la croissance attendue. Dans ce cas, on peut s'attendre que leur inclusion affecte nos estimations. Nos résultats montrent que :

- (i) les informations concernant la prévision du résultat net attendu pour l'exercice et sa variation prévue par les analystes pour l'exercice suivant améliorent la capacité explicative de nos régressions. Leur introduction dans les modèles de régression diminue les coefficients d'association estimés précédemment entre valeur comptable et valeur boursière de sociétés en croissance et faiblement endettées. Ces estimations restent cependant significatives aux USA et en grande partie dans les autres pays développés
- (ii) les résultats que nous obtenons en introduisant le dirty surplus dans nos modèles de régression dépendent de la mesure utilisée. L'utilisation d'une mesure simplifiée du dirty surplus révèle une association positive entre un dirty surplus positif élevé et la valeur de marché des fonds propres. Ce lien disparaît toutefois lorsque la mesure du dirty surplus incorpore toutes les informations provenant du tableau des emplois et des ressources. On soulignera enfin que l'introduction de ces mesures de dirty surplus ne modifie pas les conclusions concernant l'association entre la valeur comptable des capitaux propres et la valeur boursière.

Le reste du papier est organisé comme suit. Dans la section 2, nous développons notre modèle. La section 3 présente nos données et quelques statistiques descriptives. La section 4 décrit les modes de calcul des variables de croissance et de dirty surplus. Nos résultats sont présentés à la section 5 et la section 6 conclut.

2. Problématique et modèle

2.1 Les sources du modèle

Si ces associations sont largement d'ordre empirique, elles ont gagné à travers les modèles d'évaluation à base de résultats résiduels (R.I.M.) un support théorique : Ohlson (Ohlson J. , 1995) ou Feltham et Ohlson (Feltham & Ohlson, 1996), par exemple, proposent une relation linéaire entre le cours boursier, la valeur comptable par action du titre, le bénéfice par action espéré et enfin une variable synthétisant les effets d'autres informations sur les résultats à

venir. Les résultats des tests empiriques conduits à partir de ces modèles sont mitigés². Ceci tient aux hypothèses restrictives utilisées : relation dite de « clean surplus » satisfaite et dynamique linéaire des résultats résiduels attendus. Cela tient aussi à la difficulté de disposer d'une mesure explicite de la troisième variable, dite d'autres informations. Il est délicat de résumer la dynamique des résultats attendus avec si peu de statistiques : un bénéfice par action attendu et un coefficient de persistance constant. Dans nombre de cas, la dynamique des résultats est plus complexe. Les sociétés jeunes génèrent peu de résultats mais attendent des performances élevées dans un futur plus lointain, performances qui ne pourront pas toujours se maintenir et qui sont donc plus ou moins transitoires. Des sociétés ayant déjà entamé leur phase de croissance dégagent des résultats élevés pendant un nombre conséquent d'années. Des sociétés à maturité ne bénéficient que de rentes plus modestes susceptibles d'être contestées par la pression des concurrents. Des sociétés en déclin traversent des périodes plus ou moins longues où les rentabilités résiduelles s'avèrent négatives. Une de nos hypothèses est que l'association entre valeur boursière et indicateurs comptables gagne à être appréciée en prenant en compte le stade de croissance dans lequel est l'entreprise. Cet objectif de s'affranchir de la stricte relation linéaire suggérée par Ohlson ou Feltham et Ohlson a été poursuivi dans de nombreuses publications³. L'originalité de ce papier est de s'inspirer d'une mesure de la croissance, déjà utilisée dans la littérature comptable par Hribar et Yehuda (Hribar & Yehuda, 2008). En prenant ainsi indirectement en compte l'importance des options de croissance ou d'abandon, nous pensons éviter en partie les déficiences soulignées par Holthausen et Watts (Holthausen & Watts, 2001).

Par ailleurs, l'hypothèse de « clean surplus » ne semble que rarement satisfaite. Dans le cadre de cette étude, nous prendrons en compte deux effets tirés de ce constat. Le premier est que le périmètre comptable de l'entreprise est en continuelle évolution et qu'il ne faut rapprocher que des nombres qui correspondent au même périmètre. Le deuxième est qu'il n'est pas impossible que les « dirty surplus » soient eux-mêmes associés aux valeurs boursières. Sur ce dernier point, il est vrai que même si ces derniers peuvent être importants pour certaines firmes, leur effet sur les coefficients estimés d'association reste une question ouverte (Hand & Landsman, 2005), (Isidro, O'Hanlon, & Young, 2006).

2.2 Le modèle d'évaluation à partir des résultats résiduels et des dirty surplus

Le point de départ est le modèle d'Ohlson (Ohlson J. , 1995). L'entreprise dispose en fin de période d'un montant comptable de capitaux propres B_t et génère un résultat comptable X_{t+1} la période suivante. Dans un premier temps, nous supposons que l'entreprise évolue dans un cadre de neutralité où la dette n'est ni source de gains (économies d'impôts ou avantages

² Voir (Dechow, Hutton, & Sloan, 1999), (Myers, 1999), (Lo & Lys, 2000), (Begley & Feltham, 2002), (Callen & Segal, 2005), (Choi, O'Hanlon, & Pope, 2006) par exemple.

³ Ainsi, Barth et al. (Barth, Beaver, & Landsman, 2001) notent : « Studies that permit valuation coefficients to vary cross-sectionally or across components of equity book value and abnormal earnings are explicit attempts to control for nonlinearity, and can be viewed as being implicitly based on the nonlinearity in abnormal earnings in the Ohlson model ... (Barth, Beaver, & Landsman, 1998) permits coefficients on earnings and equity book value to vary with financial health and industry membership. Permitting coefficients to vary cross-sectionally with these factors relaxes the linearity assumption in a particular way, and maintains linearity within each partitioning. »

d'agence), ni source de coûts (défaillance ou agence). Le résultat X_{t+1} ne contient pas en particulier d'économies d'impôts liées au financement par dettes. Cette restriction sera levée par la suite.

A la différence du modèle initial d'Ohlson, nous avons voulu nous affranchir de l'hypothèse de « clean surplus » pour deux raisons. La première tient à la définition même du résultat résiduel X_t^a . Il est estimé comme la différence entre le résultat généré X_t et une charge en capital égale au produit du coût des capitaux r et du montant des capitaux propres au bilan de départ de la période considérée. En pratique, on dispose d'une série de résultats et d'une série de bilans établis en fin de période. Du fait des variations des périmètres de consolidation, il n'est pas évident que le bilan de fin de la période précédente corresponde au bilan d'ouverture de la période considérée. Aussi, nous introduisons la notion de valeur comptable corrigée des capitaux propres B_t' . Elle est égale à la valeur comptable constatée en fin de période diminuée des résultats publiés et augmentée des flux libres de fonds pour les actionnaires (Free cash-flows for equities F_t). C'est à partir de ce montant qu'est estimée la charge en capital utile au calcul du résultat résiduel. Nous espérons ainsi disposer de mesures plus homogènes puisque les périmètres comptables de calcul de X_{t+1} et de B_t' sont identiques. Posons dès lors :

$$B_t' = E_t[B_{t+1} - X_{t+1} + F_{t+1}] \quad (1)$$

$$E_t[X_{t+1}^a] = E_t[X_{t+1}] - r \cdot B_t' \quad (2)$$

A partir de (1) et (2), on obtient :

$$E_t[X_{t+1}^a] = E_t[X_{t+1}] \cdot R - r \cdot E_t[BC_{t+1}] \quad (3)$$

avec $BC_{t+1} = B_{t+1} + F_{t+1}$ (book value cum free cash flows for equities) et $R = 1 + r$.

Nous supposons que ces résultats résiduels normés attendus suivent un processus autorégressif. La composante autorégressive de $E_t[X_{t+1}^a]$ est notée $\omega \cdot X_t^a$ où ω est un coefficient de persistance. Elle est modifiée par trois variables :

- La première indique le stade de croissance de l'entreprise. Pour simplifier les développements analytiques, nous ne retenons que deux états possibles que nous désignons par état de croissance et état de maturité. La généralisation à un nombre plus grand d'états ne pose pas de problème mais conduit à des notations alourdis. Par ailleurs, nous empruntons à Zhang (Zhang G. , 2000) l'hypothèse selon laquelle la valeur due aux opportunités de croissance qui vont être exploitées à terme est proportionnelle au capital investi : $a \cdot BC_t$. Nous supposons ainsi que moins une entreprise est dépendante des financements externes, plus grande est sa capacité à conserver au profit de ses actionnaires la valeur créée par ses investissements⁴. Nous

⁴ Bien que l'hypothèse paraît discutable puisqu'elle implique que plus une entreprise est de grande taille, plus elle dispose d'opportunités de croissance. Comme nous divisons ensuite le montant des capitaux propres par le

notons par a_m la richesse créée par unité de capital en situation de maturité et par a_g en situation de croissance.

- La seconde est le dirty surplus Φ_t . Le coefficient de sensibilité du résultat résiduel attendu au dirty surplus constaté est noté d . Il est vrai que même si les dirty surplus peuvent être importants pour certaines firmes, leur effet reste une question ouverte (Hand & Landsman, 2005), (Isidro, O'Hanlon, & Young, 2006). La variable Φ_t suit un processus autorégressif, reprenant en ce sens les dynamiques linéaires introduites par Ohlson : $E_t[\Phi_{t+1}] = \rho \cdot E_t[\Phi_t]$ où ρ mesure la persistance de ce « dirty surplus ».
- La troisième est une variable d'innovation N_t qui traduit l'information sur les résultats résiduels qui n'est pas reflétée dans les valeurs comptables courantes des fonds propres, des résultats nets, des indicateurs comptables d'opportunités de croissance et des dirty surplus. La variable N_t suit un processus autorégressif : $E_t[N_{t+1}] = \gamma \cdot N_t$

Deux indicatrices I_t^m et I_t^g désignent l'état de maturité ou de croissance de l'entreprise au temps t . Les probabilités de transition sont supposées constantes et respectivement égales à $prob(m, m) = 1$ et $prob(g, g) = p$. Les taux de croissance des valeurs comptables des capitaux propres cum Cash-flow libres sont supposés différents suivant l'état de l'entreprise (c_m ou c_g). A la manière de Feltham et Ohlson (Feltham & Ohlson, 1996), mais dans un cadre différent, notre modèle est construit autour des dynamiques suivantes :

$$\tilde{X}_{t+1}^a = \omega \cdot X_t^a + I_t^m \cdot a_m \cdot BC_t + I_t^g \cdot a_g \cdot BC_t + d \cdot \Phi_t + N_t + \tilde{\epsilon}_{1,t+1} \quad (4)$$

$$\tilde{\Phi}_{t+1} = \rho \cdot \Phi_t + \tilde{\epsilon}_{2,t+1} \quad (5)$$

$$\tilde{N}_{t+1} = \gamma \cdot N_t + \tilde{\epsilon}_{3,t+1} \quad (6)$$

$$\tilde{BC}_{t+1} = c_m \cdot BC_t + \tilde{\epsilon}_{4,t+1} \quad \text{si } I_t^m = 1 \quad (7)$$

Les paramètres fixes $0 < \omega < 1$, $0 < \gamma < 1$, $0 < \rho < 1$, a_m , a_g , c_m , c_g , p et d sont déterminés par l'environnement économique et les principes comptables en usage. En combinant le modèle d'évaluation par les dividendes actualisés espérés et en supposant un coût du capital constant et des croyances homogènes (voir Annexe A-1), on peut écrire la valeur de marché d'une entreprise à maturité comme une combinaison linéaire des variables énoncées. Pour contrôler les effets de taille, nous divisons chacune des variables intervenant dans l'évaluation par le total des actifs TA_t , soit $bc_t = BC_t/TA_t$, $x_t = X_t/TA_t$, $x_t^a = X_t^a/TA_t$, $\varphi_t = \Phi_t/TA_t$ et $v_t = N_t/TA_t$, et nous obtenons :

$$vc_0^m = \alpha_1^m \cdot bc_0 + \alpha_2 \cdot x_0 + \alpha_3 \cdot \varphi_0 + \alpha_4 \cdot v_0 \quad (8)$$

avec

$$vc_0 = V_0 + F_0/TA_0$$

total des actifs, c'est l'importance relative de ces capitaux propres qui est associée à la création ou à la destruction de valeur actionariale.

De même, la valeur de marché d'une entreprise de croissance a la forme :

$$vc_0^g = \alpha_1^g \cdot bc_0 + \alpha_2 \cdot x_0 + \alpha_3 \cdot \varphi_0 + \alpha_4 \cdot v_0 \quad (9)$$

Nous avons jusqu'à présent supposé que le financement n'affecte pas la valeur de l'entreprise (univers de type Modigliani et Miller). Nous levons cette restriction et supposons que l'endettement D_0 affecte la valeur de la firme à travers les économies fiscales qu'il génère, les coûts de faillite qu'il suscite et les gains ou coûts d'agence auxquels il peut être associé. Nous complétons le modèle précédent par le terme $\alpha_0 \cdot D_0/TA_0$. Le coefficient α_0 mesure l'effet du levier financier. Il peut être positif ou négatif en fonction de l'impact net de l'endettement sur la valeur de marché des fonds propres. Dans la suite de l'étude, nous distinguons les entreprises à bas levier (LL) et celle à haut levier (HL). Elles sont désignées dans le modèle par les indicatrices L_i . Le montant des dettes est estimé par différence entre le total des actifs et la valeur des capitaux propres⁵ : $D_0 = TA_0 - BC_0$.

Enfin, pour la suite de l'étude, nous retiendrons une classification des entreprises en 5 stades de croissance à l'intérieur desquels nous supposons que le coefficient α_1 est constant pour chaque niveau de levier financier. Les stades de croissance sont représentés par les indicatrices $I_{j,i}$. Nous nous retenons la forme générale :

$$vc_0 = \sum_{i=1}^{i=2} \alpha_{0,i} \cdot L_i + \left(\sum_i^2 \sum_{j=1}^{j=5} \alpha_{1,j,i} \cdot I_{j,i} - \sum_{i=1}^{i=2} \alpha_{0,i} \cdot L_i \right) \cdot bc_0 + \alpha_2 \cdot x_0 + \alpha_3 \cdot \varphi_0 + \alpha_4 \cdot v_0 \quad (10)$$

Le coefficient $\alpha_{1,j,i}$ est fonction du stade de croissance et du levier financier, $\alpha_{0,i}$ du levier financier, α_2 du coût du capital et du coefficient de persistance du résultat résiduel, α_3 de l'importance informationnelle du dirty surplus et α_4 des anticipations du marché non contenues dans les mesures comptables présentes.

3. Données et statistiques descriptives

3.1 Constitution des échantillons

Notre échantillon, a été constitué à partir des informations disponibles début novembre 2008⁶ dans la base Thomson Financial Accounting Research Data et couvrant les 15 pays pour

⁵ Pour simplifier l'écriture du modèle, nous prenons une approximation à partir de la valeur des capitaux propres cum Free Cash-Flows.

⁶ Il est possible que certaines informations aient été modifiées ex post par le fournisseur de données.

lesquels le nombre de firmes représentées dans cette base est le plus élevé. Il contient à la fois des pays développés (Allemagne, Australie, Canada, France, Japon, Royaume-Uni et USA) et des pays émergents (Chine, Corée, Hong-Kong, Inde, Malaisie, Singapour, Taiwan, Thaïlande). Les informations manquantes entre 1997 et 2007 en ont réduit la taille. Le plus large contient toutes les entreprises pour lesquelles 8 données de base étaient disponibles⁷. Le nombre d'entreprises retenues (139 942 entreprise/année) est croissant de 7 140 en 1997 à 17 376 en 2007, surtout suite à l'amélioration de la couverture des pays autres que les USA et tout particulièrement des pays émergents (pour la Chine et l'Inde, de 363 à 3 670, par exemple).

Du fait de la nature particulière de leur activité et des règles comptables spécifiques qu'elles appliquent, nous avons éliminé les sociétés financières et de banque, ainsi que les sociétés opérant dans l'immobilier. Ainsi, suivant la classification proposée par Fama et French en 49 secteurs, les sociétés appartenant aux secteurs 45 (Banks, Banking), 46 (Insurance), 47 (Real Estate) et 48 (Financial Trading) ont été supprimées⁸. Au total, comme le détaille le Tableau 1, cette restriction a éliminé 26 626 observations sur 139 942 pour les pays développés (le phénomène étant relativement marqué pour le Royaume-Uni 4 679 cas pour 14 603 données) et 7 068 sur 56 536 pour les pays émergents, relativement moins touchés.

Nous avons ensuite retranché les entreprises de petite taille pour lesquelles l'information comptable peut être moins fiable et pour lesquelles les informations prévisionnelles sont inexistantes. Les seuils ont été fixés à une capitalisation boursière au moins égale à 1 million de dollars US et à une valeur comptable des capitaux propres au moins égale à cette valeur. Ces éliminations ne sont pas concentrées dans le temps, même si les seuils sont fixes. Nous avons ainsi conservé pour le reste de l'étude 100 491 entreprise/année pour les pays développés (avec un maximum de 12 449 entreprises en 2007 et un minimum de 5 498 en 1997) et 47 688 entreprise/année pour les pays émergents (avec un maximum de 7 878 en 2007 et un minimum de 1 406 en 1997).

Comme nous devons estimer une relation qui inclut une capitalisation d'un résultat net avec un terme d'auto corrélation positif, nous nous sommes restreints au cas où les résultats de l'exercice sont positifs et donc corrélés positivement avec les résultats attendus pour les périodes à venir. Les sociétés bénéficiaires représentaient pour notre échantillon d'entreprises de pays développés une proportion moyenne de 68,2%. Ce pourcentage a été déclinant sur la période (baisse de 81,8% à 66,3%) et les disparités sont fortes (43,9% pour l'Australie et 49,9% pour le Canada contre 80,8% pour La France et 80% pour le Japon). Concernant les pays émergents, le nombre d'observations est passé à 38 482. Le pourcentage moyen d'entreprises bénéficiaires est très élevé : 80,7%. Cette moyenne cache des variations annuelles (71,2% en 1998 contre 84,8% en 2007) et des disparités entre pays (70,7% pour Hong-Kong contre 89,7% pour l'Inde).

⁷ Capitalisation boursière en fin d'exercice (WS.YrEndMarketCap), Valeur comptable des capitaux propres (WS.TotalCommonEquity), Résultat net (WS.NetIncome), Ventes (WS.Sales), Dividende par action (WS.DividendsPerShare), Nombre d'actions (WS.CommonSharesOutstanding), Total des actifs (WS.TotalAssets) et Capitalisation boursière en US dollars en fin d'exercice (WS.YrEndMarketCapUSD)

⁸ De même a été ignoré le secteur 49 (Other Almost Nothing). Enfin, les ADR n'ont pas été prises en compte.

Afin de pouvoir contrôler au sein de chaque pays les effets dus à la période⁹, nous avons retenu les seules entreprises dont la fin d'exercice était standard vu l'usage majoritaire dans le pays en question. Généralement, cette date est le 31 décembre, sauf pour l'Australie (30 juin), le Japon et l'Inde (31 mars). Les observations retenues sont alors au nombre de 10 657 pour les USA, 21 290 pour les autres pays développés et 20 604 pour les pays émergents¹⁰.

Insérer le Tableau 1

3.2 Statistiques descriptives

Le Tableau 2 décrit les caractéristiques des variables clés pour notre population mère (ensemble des entreprises ayant réalisé un bénéfice entre 1997 et 2007). Le ratio moyen Valeur de marché cum Cash-flows libres / Total des actifs diffère selon les pays. Il est élevé en moyenne pour les USA au cours de cette période (1,491) relativement aux valeurs prises dans les autres pays développés (0,878) ou dans les pays émergents (1,055), un test de différence de moyenne indiquant que celles-ci sont significatives (t-stat=52,696, p-value=0,000 contre les autres pays développés et t-stat=30,791, p-value=0,000 contre les pays émergents). Les moyennes cachent des disparités importantes. Ainsi pour les autres pays développés, l'Australie, le Canada et le Royaume-Uni ont des niveaux élevés (1,442 1,250 et 1,266) et le Japon un niveau très bas (0,672), l'Allemagne et la France se situant au milieu. Le phénomène est identique pour les pays émergents, où la Chine (1,461) et l'Inde (1,184) sont en tête alors que la Corée affiche un ratio moyen faible (0,632).

L'étude du ratio Capitaux propres comptables cum Cash-flows libres / Total des actifs ne met pas en évidence de différence économique notable dans les moyennes selon les zones géographiques étudiées (USA : 0,521, Autres pays développés : 0,482 et Pays émergents : 0,553) même si ces différences apparaissent statistiquement significatives (t-stat=15,575, p-value=0,000 pour les Etats-Unis contre les autres pays développés, t-stat=-12,983, p-value=0,000 pour les pays émergents contre les Etats-Unis et t-stat=-28,930, p-value=0,000 pour les pays émergents contre les autres pays développés).

La rentabilité moyenne comptable (Résultat net / Total des actifs) est significativement plus élevée pour les USA (0,070) que pour les autres pays développés (0,046 avec un test de moyenne faisant ressortir les valeurs t-stat=47,499, p-value=0,000) et les pays émergents (0,061 avec un test de moyenne faisant ressortir les valeurs t-stat=13,785, p-value=0,000). Dans les deux derniers cas, les situations par pays au sein de ces zones sont disparates. L'Australie (0,085), le Royaume-Uni et le Canada affichent les performances les plus élevées et le Japon est à la traîne (0,031). Il en est de même pour les pays émergents avec en tête la Thaïlande (0,076) ou Hong-Kong et en queue la Chine (0,042) ou la Corée. Les dispersions sont plus élevées aux USA et dans les pays émergents.

⁹ A titre d'exemple, Thomson Financial nomme comme année 2007 l'année civile pour une société dont la fin d'exercice est le 31 décembre 2007 et la période 1 avril 2006 – 31 mars 2007 pour une entreprise dont la fin d'exercice est le 31 mars. En l'occurrence, les deux périodes si elles possèdent le même nom ne partagent que 3 mois en commun.

¹⁰ Lorsque des informations concernant les tableaux des emplois et des ressources sont nécessaires, les échantillons sont réduits respectivement à 10 221 pour les USA, 12 775 pour les autres pays développés et 11 971 pour les pays émergents.

Les entreprises retenues sont plus grandes aux USA. La taille, mesurée par le logarithme de la capitalisation boursière en US dollars, y prend une valeur moyenne de 6,775 contre 5,376 dans le cas des autres pays développés (un test de moyenne fait ressortir les valeurs $t\text{-stat}=58,257$, $p\text{-value}=0,000$) et 4,953 dans celui des pays émergents (un test de moyenne fait ressortir les valeurs $t\text{-stat}=83,770$, $p\text{-value}=0,000$). Dans ces deux dernières zones, apparaissent quelques disparités entre les pays : ainsi, l'Australie affiche une valeur moyenne plus faible (4,865) pour les autres pays développés. La Chine a la valeur la plus élevée au sein des pays émergents, la Thaïlande et la Malaisie ayant les valeurs les plus faibles. En matière de mesure de dispersion, l'écart-type de la taille est le plus grand pour les USA (2,160) (1,952 pour les autres pays développés et 1,645 pour les pays émergents). L'échantillon américain couvre le spectre le plus large d'entreprises.

Les politiques de dividende sont différentes, selon les zones considérées. Pour toutes ces entreprises bénéficiaires, on ne compte aux USA que 48,6% de cas où elles paient des dividendes. Ceci peut s'expliquer soit parce qu'elles distribuent plus volontiers leurs capitaux par des rachats d'actions, soit parce que leurs investisseurs sont plus avertis, qu'ils apprécient les réinvestissements lorsqu'ils sont profitables et règlent leurs besoins de liquidités par des transactions sur leurs titres. Les statistiques moyennes sont beaucoup plus élevées pour les autres pays développés (84,6%) et les pays émergents (74,9%), encore qu'il soit bon de souligner de fortes différences nationales (61,9% pour le Canada contre 92,4% pour le Japon ou 58,4% pour la Chine contre 89,9% pour l'Inde).

Insérer le Tableau 2

4. Estimation des autres variables explicatives

4.1 Mesure de la phase de croissance

Pour mesurer les indicatrices de stade de croissance $I_{j,i}$ de l'équation (10), nous avons suivi une méthodologie inspirée de Hribar et Yehuda (Hribar & Yehuda, 2008). Nous avons construit une variable composite de croissance, fonction de 3 variables de base : la variation sur 2 ans des ventes en %, la variation sur 2 ans des capitaux propres comptables en excès des résultats nets réalisés en % et le ratio des investissements sur 2 ans par rapport aux dotations aux amortissements passées pendant ces exercices (voir 8.2 Annexe A-2). Cette variable composite a été estimée pour l'ensemble de firmes bénéficiaires ou non et a servi à classer les entreprises en 5 groupes (BG grande croissance, FG croissance rapide, MG croissance moyenne, SG croissance petite et WG croissance faible).

Insérer le Tableau 3

Comme le montre le Tableau 3, les entreprises bénéficiaires¹¹ sont aux USA un peu moins nombreuses pour les classes extrêmes. Par construction, la fréquence était de 20% pour la population initiale. Elle est de 17,9% pour la classe à croissance la plus faible (WG). Les autres pays développés ont plus d'observations dans la classe WG (40,3%) et moins dans la classe BG (7,9%), apparaissant sur la période 2000-2007 et pour cet échantillon moins

¹¹ L'analyse ne porte ici que sur la mesure de croissance obtenue en utilisant les variations d'immobilisations nettes et non les investissements.

dynamiques en moyenne que les USA. Ce phénomène ne concerne ni l'Australie, ni le Canada. Il est présent en Allemagne, en France et au Royaume-Uni mais il est prononcé au Japon (3,3% pour BG et 48,4% pour WG). Au sein des pays émergents, la Chine apparaît la mieux pourvue en entreprises à forte croissance (30,7% pour BG).

Le classement des entreprises en fonction de leur levier financier a été réalisé à partir du ratio BC_t/TA_t . La médiane estimée sur l'échantillon américain a servi pour le partage de toutes les populations.

4.2 Mesure du dirty surplus

Nous avons estimé les dirty surplus φ_t de deux façons. La première est approximative mais économe en données. La seconde est plus précise mais suppose un accès aux tableaux des emplois et ressources qui ne sont pas toujours disponibles sur la base Thomson Financial. L'échantillon est alors réduit, surtout pour les pays émergents. La première définition, désignée ensuite comme la « méthode des dividendes », est donnée par :

$$\varphi_t = \Delta \text{Capitaux propres}_t / TA_t - x_t + \text{Dividendes}_t / TA_t$$

La seconde définition à partir des items disponibles sur la base et intégrant des éléments des tableaux d'emplois et de ressources est donnée par :

$$\begin{aligned} \varphi_t = & \Delta \text{Capitaux propres}_t / TA_t - x_t \\ & + \text{Dividendes payés}_t / TA_t + \Delta \text{Dividendes à payer}_t / TA_t \\ & - \text{Emissions d'actions}_t / TA_t + \text{Rachats d'actions}_t / TA_t \end{aligned}$$

Elle met en rapport les variations des capitaux propres au bilan, les résultats nets, les flux de fonds liés aux dividendes, rachats d'actions et émissions ajustés par les comptes de passif qui traduisent les décalages de paiement dans les dividendes. L'8.3 Annexe A-3 fournit un exemple de calcul de dirty surplus. Cette méthode est désignée par la suite « méthode des cash-flows libres ».

Comme les effets d'un dirty surplus positif ou ceux d'un dirty surplus négatif peuvent être a priori différents, nous n'avons pas retenu l'hypothèse de constance du coefficient α_3 de l'équation (10). Pour chaque méthode, nous avons séparé l'échantillon total américain (entreprises bénéficiaires et non) en quatre sous-échantillons en fonction du ratio dirty surplus / Total actifs : deux sous-échantillons pour les ratios positifs en distinguant les valeurs inférieures et supérieures à leur médiane et deux sous-échantillons contenant les ratios négatifs séparés en fonction de leur médiane. En utilisant les bornes propres à l'échantillon américain, nous avons reclassé les entreprises des autres pays dans ces 4 catégories à l'intérieur desquelles nous avons supposé l'effet du dirty surplus fixe.

Insérer le Tableau 4

Le fait d'avoir supprimé les sociétés déficitaires aux USA se traduit par l'élimination de nombreuses sociétés qui ont des dirty surplus positifs élevés pour la première estimation. Le Tableau 4 montre que le phénomène disparaît largement quand la méthode plus précise dite des « cash-flows libres » est utilisée. Les dirty surplus positifs sont plus nombreux que les dirty surplus négatifs pour ces entreprises bénéficiaires, même après correction pour les flux autres que les dividendes.

4.3 Mesure du résultat et de la variable représentant les autres informations

L'équation (10) propose une relation entre la valeur boursière (cum Free Cash-Flows) en fin d'exercice, le résultat de l'exercice écoulé et une variable prenant en compte des attentes d'évolution des résultats dans les années à venir provenant d'autres informations que celles explicitées au sein du modèle. Nous avons introduit dans les modèles testés deux mesures : le résultat effectivement annoncé plus tard et le consensus disponible en fin d'exercice concernant le résultat écoulé.

La première mesure est la seule disponible pour les échantillons les plus larges mais à information réduite. Il est clair que le résultat de l'exercice écoulé n'est pas connu en fin d'exercice. Cette première mesure souffre du bruit introduit par les écarts entre les anticipations du marché et les réalisations.

La seconde est affectée par une autre difficulté. Le marché dispose des prévisions réalisées par les analystes financiers. Mais ces dernières sont reportées avec un certain décalage de temps par IBES. Dans ce dernier cas, se pose le problème de savoir si le marché a totalement ou partiellement anticipé l'erreur de prévision contenue dans le consensus IBES. Pour tenir compte de cet aspect du problème, nous avons introduit une variable d'erreur égale à la différence entre la réalisation et la prévision. Si l'anticipation est totale, cette variable d'erreur devrait être affectée d'un coefficient égal à celui du résultat prévu mais de signe opposé. Si l'anticipation est nulle, le coefficient devrait être non significatif. Si le marché dispose d'une information partielle, la variable d'écart devrait intervenir mais avec un coefficient plus faible. Les moyennes de ces variables d'erreur révèlent un biais d'optimisme sur la période pour le marché US et pour les autres pays développés, respectivement de -2,9% et de -3,8% (la moyenne pour les pays émergents étant de -0,4%)¹².

Enfin, nous avons supposé que la variable v_t représentant les autres informations est proportionnelle à la variation attendue du résultat dans un an par rapport au résultat écoulé. Cette dernière est égale au pourcentage de variation du bénéfice par action espéré au sein du consensus IBES, multiplié par le ratio résultat net sur actif total.

5. Analyse en régressions : résultats

Au travers d'une première série de régressions propres à chaque zone et ne prenant en compte que des relations linéaires entre la valeur boursière et les variables comptables, nous mettons en évidence le rôle particulier qu'occupent les capitaux propres au bilan. Nous estimons ensuite un modèle plus complet, dérivé de notre modèle théorique, où nous intégrons à travers

¹² Ce biais ne manifeste aucun lien avec les mesures de phase de croissance.

des variables muettes les effets combinés de la croissance et de l'endettement sur les coefficients d'association entre capitaux propres et valeur boursière. Enfin, nous vérifions si les variables de dirty surplus et de prévisions de résultat supplantent ou complètent les variables d'interaction entre les capitaux propres, la croissance et le financement.

5.1 Le place de la valeur comptable des fonds propres dans les associations avec la valeur boursière

Le Tableau 5 propose les résultats des estimations de cinq spécifications différentes de l'association entre la valeur boursière des capitaux propres, les mesures comptables et prévisionnelles de bénéfice, la mesure comptable des capitaux propres et différentes caractéristiques de l'entreprise, la taille et une mesure de politique de dividendes. Afin de faciliter la comparaison entre ces différentes spécifications, nous avons utilisé pour toutes les estimations le même échantillon que celui utilisé pour le modèle le plus exigeant en données. Les résultats sont présentés pour les trois sous échantillons retenus et concernent 8117 observations pour les Etats-Unis, 8475 observations pour les autres pays développés et 4978 observations pour les pays émergents.

Insérer le Tableau 5

Aux Etats-Unis, la variable résultat net, réalisé ou prévu, a le degré d'association le plus élevé avec la valeur boursière. La valeur obtenue du coefficient d'association, 15,96 dans la première spécification, est à mettre en perspective d'un coefficient de réponse estimé à 11,91 dans un cadre similaire de régression et de normalisation des variables par le total actif par Kothari et Zimmerman (1995) sur la période 1952-1989. L'écart entre ces deux estimations peut être lié au fait que nous n'avons retenues les données que des seules entreprises bénéficiaires¹³.

L'introduction de la valeur comptable des capitaux propres (équation 2) augmente significativement le R^2 (0,445 contre 0,385, la comparaison des deux spécifications sur la base d'un test de Fisher faisant ressortir une statistique égale à $F=870,01$ et une p-value de 0,00) mais surtout suggère que la première estimation du coefficient associé au résultat net souffre d'un problème de variables manquantes. Le coefficient passe en effet de 15,96 à 12,71, le signe et l'amplitude du biais étant conforme aux anticipations¹⁴. L'ordre de grandeur de cette statistique n'est plus affecté que marginalement par la prise en compte de nouvelles variables dans les autres spécifications.

Le coefficient associé à la valeur comptable des capitaux propres est élevé (1,82) et significativement plus grand que l'unité (t-stat = 11,94), ce que suggérerait par exemple le modèle d'Ohlson (1995). Nous retrouvons ici une caractéristique déjà observée dans la littérature (e.g. Dechow et al. (1999)). S'il est délicat d'apprécier la valeur de ce coefficient en dehors d'un cadre théorique adéquat, notons toutefois que sa valeur se situe dans un rapport de 1 à 7 avec le coefficient d'association du résultat net, rapport proche de ce que présentent

¹³ Voir sur le comportement asymétrique des coefficients d'association Hayn (1995). Notons toutefois que cette différence peut également trouver son origine dans l'évolution dans le temps de l'association (Collins et al. (1997)).

¹⁴ Il est remarquable de constater que l'application de la formule des variables omises (Greene (1983), équation 8-4, Page 148) fait ressortir une estimation du biais égale à 3,27, valeur extrêmement proche de l'écart mesuré entre les estimations du coefficient du bénéfice net, soit 3,25.

la littérature, par exemple Collins et al. (1977) (rapport d'une valeur de 6,3 d'après les résultats du tableau 3, page 49).

La substitution du résultat prévu au résultat réalisé, les mesures d'erreur de prévision et celle d'anticipation de la variation du résultat renforcent l'association avec le résultat tout en conservant un coefficient élevé (1,59) des capitaux propres (équation 3). Un test de Vuong (1989) souligne par ailleurs l'intérêt de substituer des données de bénéfice prévisionnel aux données de bénéfice comptable (Stat = 63,73, p-value = 0,00). Le coefficient négatif et significatif devant l'erreur de prévision (-6,13, t-stat=-7,82) suggère toutefois que l'association entre la valeur marchande des fonds propres et les données prévisionnelles n'est pas parfaitement naïve : tout se passe en effet comme si l'association était partiellement corrigée de l'erreur de prévision commise par les analystes.

Les variables de contrôle taille et absence de dividendes ne modifient pas sensiblement les coefficients estimés (équation 4) mais accroissent la significativité globale du modèle (F=280,91, p-value=0,00). Ces variables sont significatives. La taille est positivement reliée à la valeur ainsi que la variable d'absence de dividendes. Dans ce dernier cas, comme l'échantillon ne comprend que des sociétés bénéficiaires, l'absence de dividendes peut indiquer la présence d'opportunités d'investissement rentables. Enfin, l'omission de la valeur comptable des fonds propres dans les relations d'association (équation 5) diminue le R^2 et surtout affecte fortement le coefficient obtenu pour le résultat net (15,830) selon un schéma de variable omise déjà évoqué précédemment. Dans le cas des USA, l'apport de cette variable ne peut être remplacé par ceux de variables de prévision (le test d'une restriction portant sur le coefficient de la valeur comptable des capitaux propres fait ressortir une statistique F=756,61 et une p-value de 0,00, ce qui plaide pour la présence de cette variable dans la spécification) ou des variables de contrôle (le test de Vuong (1989), avec une statistique égale à 147,19 et une p-value de 0,00 indique que les variables de taille et d'absence de dividende ne sauraient se substituer au rôle joué par la valeur comptable des fonds propres même si le gain en terme de R^2 apparaît faible (0,513 vs 0,502)).

Les résultats obtenus pour les autres pays développés et les pays émergents suggèrent un rôle explicatif plus modeste de la valeur comptable des capitaux propres. Les coefficients sont voisins de l'unité pour les premiers et significativement inférieurs à l'unité pour les pays émergents. L'absence de cette variable affecte l'estimation du coefficient associé au résultat qui est alors toujours supérieur (14,232 à l'équation 5 contre 12,384 à l'équation 4 pour les autres pays développés et 12,139 contre 11,144 pour les pays émergents). Les erreurs de prévision interviennent de manière significative pour les deux populations avec des coefficients négatifs et très inférieurs en valeur absolue à ceux associés au résultat net. Dans tous ces pays, le consensus IBES ne représente qu'une partie de l'information prévisionnelle prise en compte par les marchés. L'absence de dividendes intervient de manière significative mais le coefficient associé est sensiblement plus faible que celui obtenu aux Etats-Unis (0,290 à l'équation 4 pour les autres pays développés et 0,318 pour les pays émergents contre 0,485 aux Etats-Unis). Le phénomène d'absence de paiement de dividende y est peut-être moins répandu auprès de sociétés de croissance. Le coefficient du facteur taille est significativement positif pour tous ces pays.

5.2 L'association entre phases de développement, niveaux d'endettement et valeurs boursières

Le modèle théorique développé dans la première partie de cet article suggère que l'association entre la valeur comptable et la valeur boursière des actions est affectée par la croissance et l'endettement. Des tests portant sur la valeur de différents coefficients d'associations issus d'une régression linéaire suggérée par l'équation (10) permettent de tester les implications empiriques du modèle d'évaluation. A cette fin, le modèle de régression estimé contient un certain nombre de variables d'interactions permettant de distinguer les cas des entreprises faiblement endettées (valeur supérieure à la médiane) et fortement endettées (inférieure). Le modèle estimé contient ainsi parmi les variables explicatives la valeur comptable normée cum free cash-flows ainsi qu'une variable d'interaction HL.CP permettant d'isoler le cas des entreprises fortement endettées. De la même façon, huit variables muettes ont été combinées avec la valeur comptable normée cum free cash-flows pour identifier les effets spécifiques aux différentes phases de croissance, ce conditionnellement aux deux niveaux d'endettement retenus, soient BG.CP, FG.CP, MG.CP et SG.CP pour les niveaux de croissance élevée, forte, moyenne et faible et HL.BG.CP, HL.FG.CP, HL.MG.CP et HL.SG.CP. pour ces mêmes niveaux de croissance mais pour les entreprises les plus fortement endettées. Enfin, la variable muette HL (levier élevé) a été introduite pour distinguer des effets fixes propres à chacune des sous-populations.

Les autres variables introduites dans le modèle de régression sont soit suggérées par l'équation (10), comme le résultat net attendu pour l'exercice clos, l'effet du « dirty surplus », soit reprises comme variables de contrôle, comme la taille et l'absence de dividendes. Concernant le résultat net de l'exercice, nous supposons dans ce test que le marché est capable à la clôture de l'exercice d'anticiper le résultat définitif. Deux variables muettes concernent le « dirty surplus » : l'une indique la présence d'un « dirty surplus » positif élevé (supérieur à la médiane de cette sous-population) et l'autre un « dirty surplus » négatif particulièrement prononcé (inférieur à la médiane de cette sous-population). Enfin des variables muettes ont été introduites afin de tenir compte des effets fixes relatifs aux différentes années retenues et, pour les deux sous échantillons constitués par les pays développés (hors Etats-Unis) et les pays émergents, des différences pouvant exister au sein des pays retenus.

Le Tableau 6 contient les estimations obtenues sur la base d'un ensemble d'informations réduit aux bilans, comptes de résultat et dividendes. Le panel A présente les résultats d'estimation portant sur l'échantillon restreint au cas d'entreprises par ailleurs suivies par les analystes financiers et disposant de données de flux de fonds.

Insérer le Tableau 6

Le coefficient d'association entre le résultat net réalisé et la valeur boursière est de 11,635 pour les Etats-Unis, 12,264 pour les autres pays développés et de 10,404 pour les pays émergents. Les résultats sont donc globalement peu différents de ceux mis en avant précédemment, tout juste pouvons-nous noter que les valeurs obtenues ici apparaissent très légèrement plus faibles que celles présentées dans le tableau 5, phénomène probablement imputable à la spécification plus riche retenue ici. Nous pouvons toutefois noter que si les coefficients d'association n'apparaissent pas significativement différents entre les Etats-Unis

et les autres pays développés ($Z = 1,06$ et $p\text{-value}=0,288$), le coefficient apparaît légèrement plus faible pour les pays émergents vis-à-vis des deux autres échantillons ($Z = -2,097$ et $p\text{-value}=0,036$ avec les Etats-Unis et $Z=-3,074$ et $p\text{-value}=0,002$ avec les autres pays développés). Cela peut tenir à un coût du capital plus élevé, une persistance plus faible des résultats anormaux ou encore à une moins grande qualité des mesures comptables.

Le rôle de la variable « Dirty Surplus » apparaît modeste et significatif uniquement lorsque le « dirty surplus » est positif. L'effet moyen est de 0,379 pour les Etats-Unis, 0,196 pour les autres pays développés et 0,174 pour les pays émergents. L'effet est significativement plus marqué aux Etats-Unis que dans les deux autres échantillons ($Z = 4,245$ et $p\text{-value}=0,000$ avec les autres pays développés et $Z=4,323$ et $p\text{-value}=0,000$ avec les pays émergents), l'impact du dirty surplus positif ne pouvant être considéré comme différent pour ceux-ci ($Z = 0,502$ et $p\text{-value}=0,615$).

La variable muette HL (entreprise à fort levier) a des coefficients négatifs et significatifs pour les USA ($-0,435$, $t\text{-stat}=-8,63$), les autres pays développés ($-0,408$, $t\text{-stat}=-22,18$) et les pays émergents ($-0,246$, $t\text{-stat}=-9,12$). La prise en compte de cette variable vient pour les Etats-Unis réduire dans une très large mesure l'impact positif et significatif de la constante ($0,457$, $t\text{-stat}=7,99$), l'effet net, bien qu'économiquement très réduit, demeurant toutefois significativement différent de zéro ($F=75,681$, $p\text{-value}=0,00$). L'effet net est par contre négatif pour les autres pays développés ($F=96,574$, $p\text{-value}=0,000$) et les pays émergents ($F=21,161$, $p\text{-value}=0,014$). Le recours à l'endettement n'est ainsi au mieux que très marginalement associé à une création de valeur actionnariale : les investissements associés à ces financements sont moins rentables ou/et les coûts liés à l'utilisation d'une dette élevée sont considérables.

L'association entre la valeur comptable des capitaux propres (cum dividende) est significativement différente aux Etats-Unis pour les deux sous-populations : 2,732 ($t\text{-stat}=15,99$) pour les entreprises américaines à faible levier, 0,880 pour les autres ($F=24,395$, $p\text{-value}=0,000$), la différence étant significative au seuil couramment admis ($t\text{-stat}=-8,98$). On retrouve une même distinction dans l'association de la valeur comptable des capitaux propres à leur valeur marchande pour l'échantillon constitué d'entreprises issues des autres pays développés. Les mesures d'association y sont égales à 1,270 ($t\text{-stat}=8,24$) pour les entreprises à faible levier et à 0,836 ($F=21,272$, $p\text{-value}=0,000$) pour les entreprises à levier élevé, la différence étant significative ($t\text{-stat}=-2,43$). Le même phénomène n'apparaît toutefois pas significatif pour les pays émergents où les mesures d'association sont égales

à 1,135 ($t\text{-stat}=3,52$) pour les entreprises à faible levier et à 0,528 ($F=1,874$, $p\text{-value}=0,171$) pour les entreprises ayant le plus massivement recours à la dette, la différence n'étant pas statistiquement significatives ($t\text{-stat}=-1,32$).

Cette asymétrie économiquement et statistiquement significative pour les Etats-Unis et les autres pays développés suggère que la mesure traditionnelle de l'association avec la valeur comptable des fonds propres par l'utilisation d'un coefficient unique souffre d'une erreur de spécification. Rappelons que selon l'équation (10) ce coefficient traduit la différence entre les effets positifs des opportunités d'investissement financées par des capitaux propres et ceux de la dette. On peut penser que pour des entreprises à faible levier, l'effet de la dette est positif (gain fiscal supérieur au coût de défaillance). Dès lors, un coefficient très supérieur à 1 ne peut trouver son origine que dans la présence d'opportunités fortement valorisées.

L'impact de la croissance sur l'association avec la valeur comptable des fonds propres est mesuré à partir d'un ensemble de variables muettes relatives à l'importance du levier et à la phase du cycle de croissance dans laquelle se trouve l'entreprise. Pour les sociétés à faible levier, le coefficient d'association de la valeur comptable est positif et significatif hormis pour les entreprises situées dans la phase de croissance la plus faible pour lequel ce coefficient peut être considéré comme nul (1,118 avec un t-stat de 1,48). L'association apparaît par ailleurs d'autant plus élevée que l'entreprise se situe dans une phase favorable du cycle de croissance. Le coefficient d'association croît ainsi significativement de 0,168 ($F=6,594$, $p\text{-value}=0,01$) entre les stades MG et FG et de 0,428 ($F=46,08$, $p\text{-value}=0,00$) entre les stades FG et HG. L'écart de valeur du coefficient entre les stades de croissance les moins favorables pour l'entreprise SG et MG est sensiblement plus réduit (0,097) et n'est pas significativement différent de zéro ($F=1,914$, $p\text{-value}=0,167$).

Cet effet positif d'une croissance soutenue sur l'association avec la valeur comptable des fonds propres ne s'observe pas pour les entreprises à haut levier (HL) pour lesquelles les coefficients d'association sont soit négatifs et significatifs, soit non significatifs. Ainsi pour les entreprises les plus endettées et situées dans les différentes phases de croissance HG, FG et MG, l'effet net traduit une réduction significative du degré d'association avec la valeur comptable des fonds propres respectivement égale à -0,369 ($F=93,06$, $p\text{-value}=0,00$), à -0,299 ($F=26,764$, $p\text{-value}=0,00$), et à -0,243 ($F=10,477$, $p\text{-value}=0,00$). L'effet de la croissance sur le coefficient d'association de la valeur comptable pour les entreprises situées dans la phase de croissance la plus faible est égal à -0,035 et apparaît non significatif ($F=1,657$, $p\text{-value}=0,198$). L'évolution du degré d'association entre les différentes phases de croissance apparaît par ailleurs moins marqué que dans le cas des entreprises à faible levier : la différence n'apparaît hautement significative qu'entre les deux phases les plus élevées de la croissance ($F=12,4$, $p\text{-value}=0,00$) et n'est pas significative entre les phases MG et FG ($F=2,427$, $p\text{-value}=0,119$) et elle est juste significative entre les phases SG et MG ($F=4,113$, $p\text{-value}=0,036$).

Insérer la Figure 1

La figure 1 illustre la relation entre le coefficient associé à la valeur comptable des fonds propres et l'appartenance simultanée à une classe de stade de croissance et à une classe de levier. Pour obtenir la sensibilité totale de la valeur de marché à la valeur comptable, les coefficients propres à la classe de croissance ont été ajoutés à ceux de la classe de levier. La courbe en continu illustre le cas des entreprises à bas levier financier, celle en pointillé celui des entreprises à levier élevé.

Concernant les Etats-Unis, on retrouve le pattern décrit précédemment : une association sensiblement plus élevée pour les entreprises ne recourant pas ou faiblement à l'endettement, l'effet étant d'autant plus marqué que l'entreprise se trouve dans une phase de croissance élevée. Un pattern similaire caractérise la situation des entreprises de l'échantillon des autres pays développés. L'effet de la croissance sur les coefficients d'association apparaît quantitativement important, il est par exemple de 1,318 (t-stat=1,91) pour les entreprises faiblement endettées et situées dans la phase de croissance la plus élevée (0,811(t-stat=8,05) pour les entreprises américaines situées dans une même position, la différence n'étant toutefois pas significative avec une statistique $Z=0,727$ et une $p\text{-value}=0,467$). L'effet total apparaît toutefois plus modéré qu'aux Etats-Unis du fait d'une sensibilité de base de la valeur comptable des capitaux propres plus faible (1,270 pour les autres pays développés contre

2,732 pour les Etats-Unis, la différence étant significative avec une statistique $Z=6,357$ et une $p\text{-value}=0,000$). Pour les pays émergents, le sens des évolutions reste le même mais les différences sont beaucoup plus modestes et peu significatives. Il n'est pas certain que la mesure comptable de la croissance que nous utilisons soit suffisante pour les différencier.

Finalement, la taille et l'absence de dividendes sont associées positivement et significativement à la valeur de marché ce qui confirme les résultats précédents.

Le panel B présente les résultats d'estimation de la même spécification du modèle mais portant sur l'échantillon le plus large qu'il nous ait été possible de réunir compte tenu des informations requises dans cette spécification. Cet échantillon comporte 10 657 observations pour les Etats-Unis, 21 290 observations pour les autres pays développés et 20 604 observations pour les pays émergents et permet de confronter les hypothèses proposées par le modèle théorique à une base empirique sensiblement élargie, notamment pour les autres pays développés et les pays émergents, la taille de ce dernier ensemble étant multipliée par quatre. Aucun des principaux résultats présentés sur la base de l'échantillon restreint ne semble devoir être remis en cause. L'association de la valeur comptable et de la valeur marchande des capitaux propres semble dans une large mesure dépendre de la phase de croissance dans laquelle se trouve l'entreprise et des modalités de financement de cette croissance.

5.3 L'apport des informations apportées par le tableau des emplois et ressources

Le Tableau 7 contient les estimations obtenues à partir d'une information élargie à des éléments des tableaux des emplois et des ressources. Comme précédemment, Le panel A présente les résultats d'estimation portant sur l'échantillon restreint et commun aux différentes spécifications. Les résultats présentés dans le panel B portent sur l'échantillon le plus large compte tenu des informations requises dans cette spécification.

Insérer le Tableau 7

Comme précédemment, la variable muette HL (entreprises à haut levier) a des coefficients négatifs et significatifs dans les estimations concernant les trois zones considérées de sorte que pour les entreprises mobilisant fortement la dette la constante devient nulle, ce qui se trouve vérifié pour les Etats-Unis ($F=0,001$, $p\text{-value}=0,970$), les autres pays développés ($F=0,001$, $p\text{-value}=0,975$) et les pays émergents ($F=0,315$, $p\text{-value}=0,575$). L'association entre la valeur comptable des capitaux propres (cum free-cash-flows) reste différente aux USA pour les deux sous-populations : 2,240 pour les entreprises à faible levier, 1,031 pour les autres, la différence étant significative ($t\text{-stat}=-6,08$). La différence d'association des capitaux propres comptables selon le levier n'est toutefois plus significative pour les autres pays développés ($t\text{-stat}=-1,72$) et les pays émergents ($t\text{-stat}=-1,70$).

Pour les Etats-Unis, les interactions entre croissance et levier relevées précédemment sont conservées après changement de la mesure de croissance du fait de l'utilisation de données de flux de fonds et introduction d'une mesure différente de « dirty surplus ». Comme précédemment, les sociétés à bas levier et grande croissance ont un coefficient d'association beaucoup plus important que les sociétés à bas levier et croissance faible. De même, les sociétés à grande croissance et bas levier ont un coefficient beaucoup plus élevé que les sociétés à grande croissance et haut levier.

De telles interactions entre la croissance, le levier et le degré d'association de la valeur comptable et de la valeur marchande des capitaux propres ne se retrouvent toutefois plus dans les autres pays développés et les pays émergents. A l'exception du cas des entreprises des autres pays développés de croissance moyenne, les coefficients présents devant les différentes variables d'interaction ne sont pas significativement différents de zéro.

Le rôle de la variable « Dirty Surplus » subsiste aux USA et dans les pays émergents mais disparaît pour les autres pays développés. Le « dirty surplus » n'est pas mesuré de la même façon dans ce cas. Précédemment, il incluait toutes les augmentations de capital qui ont été ici soustraites. Ces opérations sont peut-être associées à d'autres sources de création de valeur (financement par fonds propres d'investissements rentables, politiques de stock options ...). Cette variable est par ailleurs très sensible aux règles de comptabilisation en usage qui sont très hétérogènes aussi bien dans les autres pays développés que dans les pays émergents.

Pour le reste, l'association avec la mesure de bénéfice demeure proche de l'estimation obtenue en absence de données de flux de fonds, tout comme c'est aussi le cas pour les variables de taille et de politique de dividende.

Les résultats présentés dans le panel B reposent sur des échantillons moins exigeants en terme de données et finalement plus larges : 10 221 entreprise-années aux Etats-Unis, 12 775 pour les autres pays développés et 11791 pour les pays émergents. Les estimations obtenues dans ce cadre ne sauraient remettre en cause les résultats précédents : Pour les Etats-Unis, l'association entre les valeurs comptables et marchandes des fonds propres est conditionnée par la phase de croissance dans laquelle se situe l'entreprise et l'importance de son recours à la dette, ce indépendamment de la nature et la qualité de l'information comptable utilisée (données bilancielle (accruals) vs données de flux de fonds). Pour les autres pays développés et les pays émergents, il semble au contraire qu'une mesure adéquate des flux de fonds puisse se substituer aux mesures de phase de croissance et de levier

5.4 L'apport des variables de prévision des résultats nets

Les résultats présentés dans le tableau 8 sont obtenus à partir d'une spécification qui reprend la précédente, données de flux de fonds, et qui substitue à la donnée comptable de résultat net, le résultat net attendu pour l'exercice clos et l'évolution anticipée par le marché pour l'exercice suivant. Concernant le résultat net de l'exercice, nous supposons que l'attente du marché est en partie mesurée par le consensus disponible à la clôture de l'exercice sur la base IBES. Afin de tester la capacité du marché à anticiper les erreurs de prévision contenues dans cette base, l'erreur ex post a été retenue.

Insérer le Tableau 8

Le coefficient d'association entre le résultat prévu et publié par IBES à la fin d'exercice est sensiblement supérieur aux estimations précédentes (12,230 pour les Etats-Unis, 12,865 pour les autres pays développés et 10,794 pour les pays émergents). Il reste que cette prévision ne traduit qu'imparfaitement les attentes du marché à la même époque. Le coefficient devant la variable « erreur de prévision » (-6,171 aux Etats-Unis, -6,810 dans les autres pays développés et -6,703 dans les pays émergents) est significativement différent de zéro. Il est possible que ce soit dû à des décalages dans le temps des publications IBES (la dernière mise à jour ne coïncide pas nécessairement avec la date de clôture, les informations transmises par

IBES ne sont peut-être pas les plus fraîches). Il se peut aussi que cela provienne d'une supériorité de l'information reflétée dans les cours par rapport à celle contenue dans le consensus IBES¹⁵. Nonobstant les limites de cette estimation de l'association entre résultat net attendu et valeur boursière, le coefficient de 12,230 suggère une persistance du résultat résiduel élevée en moyenne aux USA sur la période 2000-2007. Si ω prend une valeur maximale de 1, le coefficient $\alpha_2 = R \cdot \omega / R - \omega$ qui vaut 12,230 indique un coût du capital moyen de 8,90%. Si on retient un taux sans risque sur la période de l'ordre de 4,71%¹⁶, la prime de risque ressort à 4,19%. Avec ω égal à 0,97, la prime de risque ne serait plus que de 0,39%.

L'accroissement de résultat attendu pour l'exercice suivant par les analystes financiers se reflète dans l'évaluation boursière. Le coefficient associé à cette variable (8,284 aux USA, 6,808 dans les autres pays développés et 8,463 dans les pays émergents) est très significatif. Les variables de croissance, précédemment introduites, n'ont donc pas suffi pour prendre en compte l'intégralité du phénomène. La variation attendue du résultat par les analystes possède un effet informationnel. Son coefficient est inférieur à celui qui accompagne le bénéfice de l'exercice. Le modèle théorique suggère que si cette variation pouvait être confondue avec la variable d'innovation, le rapport $\alpha_2/\alpha_3 = \omega \cdot (R - \gamma)$ devrait être inférieur à R . Dans le cas présent, leur rapport est bien supérieur. Seule une partie de la variation attendue du résultat peut être considérée comme mesurant une variable d'innovation.

Le rôle de la variable « Dirty Surplus » subsiste aux USA pour les valeurs très élevées mais est inexistant dans les autres pays développés, comme nous l'avons noté au paragraphe précédent. Son effet demeure pour les pays émergents mais est économiquement réduit.

La variable muette HL (entreprise à levier élevé) conserve des coefficients négatifs et significatifs (-0,361 pour les USA, -0,292 pour les autres pays développés et -0,179 pour les pays émergents) indiquant un effet net négatif pour les Etats-Unis (F=4,334, p-value=0,037) et les pays émergents (constante hors dummy non significative, t-stat=0,46) ou nul pour les autres pays développés (F=0,683, p-value=0,409) négatif pour les entreprises mobilisant fortement la dette. L'association entre la valeur comptable et la valeur marchande des capitaux propres (cum free-cash-flows) reste différente pour les entreprises américaines : 2,118 pour celles à faible levier, 0,724 pour les autres. Un phénomène comparable mais moins prononcé apparaît pour les autres pays développés mais n'est pas significatif. Enfin, pour les pays émergents, l'association est positive pour les entreprises les plus faiblement endettées mais apparaît non significativement différente de zéro nulle pour les entreprises les plus endettées (F=0,366, p-value=0,545).

Le lien entre la valeur comptable et la valeur de marché précédent reste du même type aux Etats-Unis, lorsqu'on introduit les variables muettes de phase du cycle de croissance (BG, FG, MG, SM). Pour les sociétés à faible levier classées dans la catégorie de croissance la plus élevée (BG), le coefficient d'association avec la valeur comptable est relativement à la

¹⁵ Des tests non publiés dans ce papier portant sur l'association 3 mois après la clôture de l'exercice donnent des coefficients non significativement différents de zéro pour cette variable d'erreur de prévision.

¹⁶ Source OECD : taux longs US

2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	Moyenne
6,03%	5,02%	4,61%	4,02%	4,27%	4,29%	4,79%	4,63%	4,71%

catégorie à croissance la plus faible (WG) significativement plus fort (0,651, t-stat=7,02). Cet écart décroît et demeure significatif pour la catégorie suivante de croissance (FG) (0,240, t-stat=3,03). Le phénomène n'est plus significatif pour les catégories de croissance moyenne (0,112, t-stat=1,50) et faible (-0,025, t-stat=-0,36). Ce résultat ne s'observe pas pour les entreprises à haut levier. L'effet net sur les capitaux propres est en effet ici non significativement différent de zéro pour les entreprises situées dans les phases de croissance élevé (F=1,021, p-value=0,312), forte (F=3,600, p-value=0,058) et faible (coefficient non significativement différent de zéro, t-stat=-0,70) et devient négatif pour les entreprises en phase de croissance modérée (-0,41, t-stat=-3,51). Aucun effet de ce type n'apparaît pour les deux autres zones, la majorité des coefficients n'étant pas significatifs. Pour ces deux zones, l'indicateur comptable de croissance n'apporte pas d'information supplémentaire par rapport aux prévisions des consensus IBES.

6. Conclusion

Quels que soient les pays, développés ou émergents, le résultat net s'affirme comme la variable comptable la plus fortement associée à la valeur boursière. Ceci étant, la valeur comptable des capitaux propres apporte de son côté une contribution non négligeable, même si elle est inférieure à celle du résultat. Le point le plus troublant est l'instabilité des coefficients associés à cette variable. Le modèle traditionnel d'Ohlson qui combine ces deux nombres dans une équation d'évaluation prédit un coefficient compris entre 0 et 1. Les résultats empiriques sont loin de valider cette hypothèse. Nous suggérons que ce coefficient dépend étroitement de la phase de développement de l'entreprise et de son mode de financement. Il reflète pour chaque cas la capacité de l'entreprise à créer de la valeur actionnariale à partir de ses investissements et financements.

Notre étude montre qu'aux USA et dans bon nombre de pays, la croissance mesurée à partir de simples indicateurs comptables est associée à une création de valeur actionnariale lorsqu'elle est financée essentiellement par des fonds propres. Ses effets sont peu discernables lorsque le levier est élevé. Cette observation a pour conséquence que l'association entre la valeur comptable et la valeur boursière est d'autant plus forte que la croissance est élevée mais pour les seules entreprises à levier bas. Ce résultat suggère que les multiples de valeur comptable (market to book ratios) sont difficiles à utiliser. Ils exigent pour le moins des conditions de contrôle très précises quant à la croissance et son financement. Le cas des pays émergents n'est pas apparu plus difficile à cerner que les autres pays développés. Dans ces derniers, la mesure utilisée de la croissance s'y est avérée même moins opérante. Il est vrai que les conditions économiques y étaient plus hétérogènes sur la période (le Japon étant le moins performant de la zone). Enfin, les systèmes comptables y étaient encore très disparates et ont été affectés pour nombre de pays mais avec des rythmes différents par le passage aux normes IFRS. Ce résultat invite à beaucoup de prudence lorsqu'il s'agit d'inclure des entreprises de pays divers, même développés, lors d'évaluation à partir de multiples.

Les mesures des coefficients d'association entre le résultat et la valeur boursière fournissent quelques résultats complémentaires. L'étude empirique suggère que dans les pays développés sur la période 2000-2007, la persistance perçue des résultats résiduels a pu être très élevée et que le coût du capital moyen pouvait contenir une prime de risque de l'ordre de 4,7%. Les

résultats empiriques ne rejettent pas l'hypothèse selon laquelle en moyenne, le coût du capital est plus élevé pour les pays émergents et la persistance des résultats résiduels plus faible. Enfin, la variation attendue par les analystes du résultat net pour l'exercice à venir est un indicateur bruité des effets attendus de la croissance. Elle possède une part d'information mais un indicateur de croissance, comme celui que nous avons utilisé, peut apporter une information complémentaire.

7. Bibliographie

- Barth, M. E., Beaver, W. H., & Landsman, W. R. (1998). Relative valuation roles of equity book value and net income as a function of financial health. *Journal of Accounting and Economics* (25), 1–34.
- Barth, M. E., Beaver, W. H., & Landsman, W. R. (2001). The relevance of the value relevance literature for financial accounting standard setting: another view. *Journal of Accounting and Economics* 31 , 77-104.
- Begley, J., & Feltham, G. (2002). The relation between market values earnings forecasts and reported earnings. *Contemporary Accounting Research* , 19 (1).
- Burke, F. M. (1981). *Valuation and valuation planning for closely held businesses*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.
- Callen, J., & Segal, D. (2005). Empirical tests of the Feltham Ohlson 1995 model. *Review of Accounting Studies* , 10.
- Clogg, C.C., Petkova, E. and Haritou, A. (1995). Statistical methods for comparing regression coefficients between models. *American Journal of Sociology* 100, p1261-1293.
- Choi, Y., O'Hanlon, J., & Pope, P. (2006). Conservative accounting and linear information valuation models. *Contemporary Accounting Research* , 23 (1).
- Collins, D., Mayew, E. & Weiss I., (1997). Changes in the value relevance of earnings and book-value over the past fourty years, *Journal of accounting and Economics*, 24
- Dechow, D., Hutton, A., & Sloan, R. (1999). An empirical assessment of the residual income valuation model. *Journal of Accounting and Economics* , 26.
- Feltham, G., & Ohlson, J. (1996). Uncertainty resolution and the theory of depreciation measurement. *Journal of Accounting Research* , 209-234.
- Greene, W. (2003), *Econometric analysis*, 5th edition, Prentice Hall
- Hayn, C. (1995). The information content of losses. *Journal of accounting and economics*, 20
- Hand, J. R., & Landsman, W. R. (2005). The pricing of dividends in equity valuation. *Journal of Business Finance & Accounting* , 435-469.
- Holthausen, R. W., & Watts, R. L. (2001). The relevance of the value-relevance literature for financial accounting standard setting. *Journal of Accounting and Economics* (31), 3-75.

- Hribar, P., & Yehuda, N. (2008). *Reconciling growth and persistence as explanations for accrual mispricing*. Working Paper University of Iowa.
- Isidro, H., O'Hanlon, J., & Young, S. (2006). Dirty surplus accounting flows and valuation errors. *Abacus* , 42 (3).
- Kothary, S. & Zimmerman J. (1995). Prices and return models, *Journal of accounting and Economics*, 20.
- Liu, J., Nissim, D., & Thomas, J. (2002). Equity valuation using multiples. *Journal of Accounting Research* , 40 (1).
- Lo, K., & Lys, J. (2000). The Ohlson Model : Contribution to valuation theory, limitations, and empirical applications. *Journal of Accounting Auditing & Finance* , 15.
- Myers, J. (1999). Implementing residual income valuation with linear information dynamics. *The Accounting Review* , 74 (1).
- Ohlson, J. (1995). Earnings, book values, and dividends in equity valuation. *Contemporary Accounting Research* , 18 (1), 661-687.
- Ohlson, J., & Juettner-Nauroth, B. (2004). Expected EPS and EPS Growth as determinants of Value. *Review of Accounting Studies* .
- Paternoster, R.; Brame, R.; Mazerolle, P.; Piquero, A. 1998. "Using the Correct Statistical Test for the Equality of Regression Coefficients." *Criminology* 36(1), 859-866
- Pratt, S., Reilly, R., & Schweihs, R. (2000). *Valuing a business: the analysis and appraisal of closely held companies* (éd. 4th ed.). New-York: Mc Graw-Hill.
- Zhang, G. (2000). Accounting information, capital investment decisions, and equity valuation: theory and empirical implications. *Journal of Accounting Research* , 38, 271–295.
- Zhang, X. J. (2000). Conservative accounting and equity valuation. *Journal of Accounting and Economics* , 29, 125-149.
- Vuong, Q. H. 1989. Likelihood ratio tests for model selection and non-nested hypotheses. *Econometrica* 57: 307–333

8. Annexes

8.1 Annexe A-1

Evaluation de l'entreprise avec cycle de croissance et dirty surplus

En combinant le modèle d'évaluation par les dividendes actualisés et en supposant un coût du capital constant et des croyances homogènes, on peut écrire la valeur de la firme comme¹⁷ :

Eq. A-1

$$V_0 = B'_0 + \sum_{t=1}^{\infty} \frac{E_0[X_t - r \cdot B'_{t-1} + \Phi_t]}{R^t}$$

où $E_0[\Phi_{t+1}] = E_0[B_{t+1} - B_t - X_{t+1} + F_{t+1}]$ représente le dirty surplus attendu en $t+1$. Nous supposons que la variable v_t désignant les autres informations évolue selon l'équation suivante :

Eq. A-2

$$E_t[N_{t+1}] = \gamma \cdot N_t$$

Nous posons la dynamique suivante pour le dirty surplus :

Eq. A-3

$$E_t[\Phi_{t+1}] = \rho \cdot E_t[\Phi_t]$$

Les paramètres ω , γ et ρ sont fixes et prennent des valeurs comprises entre 0 et 1. Ils sont déterminés par l'environnement économique de la firme et les principes comptables mis en œuvre.

Nous supposons que si l'entreprise est en état de croissance ($I_t^g = 1$), elle a une probabilité p de le rester ($I_{t+1}^g = 1$) et une probabilité $1 - p$ de passer dans un état de maturité ($I_{t+1}^m = 1$).

¹⁷ A partir de l'identité suivante $0 = B'_0 + \sum_{t=1}^{\infty} \frac{\Delta B'_t - r \cdot B'_{t-1}}{R^t}$ et de l'équation standard d'évaluation $V_0 = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{E_0[D_t]}{R^t}$

En revanche, si elle a atteint un stade de maturité à une période, elle ne peut que rester dans cet état, la période suivante. En phase de croissance et de maturité, la valeur comptable des capitaux propres augmentée des flux libres et espérée conditionnellement à l'état dans lequel se trouve l'entreprise, augmente selon les équations suivantes :

Eq. A-4

$$E[BC_{t+1}^g] = p \cdot c_g \cdot BC_t^g$$

Eq. A-5

$$E[BC_{t+1}^m] = c_m \cdot BC_t^m + (1 - p) \cdot c_m \cdot BC_t^g$$

Enfin, dans ce cadre, la dynamique des résultats résiduels est définie par le système linéaire :

Eq. A-6

$$\begin{pmatrix} E[x_{t+1}^a] \\ E[N_{t+1}] \\ E[\Phi_{t+1}] \\ E[BC_{t+1}^m] \\ E[BC_{t+1}^g] \end{pmatrix} = \|H\| \cdot \begin{pmatrix} x_t^a \\ N_t \\ \Phi_t \\ BC_t^m \\ BC_t^g \end{pmatrix}$$

$$\text{avec } \|H\| = \begin{pmatrix} \omega & 1 & d & a_m & a_g \\ 0 & \gamma & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \rho & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & c_m & c_m \cdot (1 - p) \\ 0 & 0 & 0 & 0 & c_g \cdot p \end{pmatrix}$$

Sachant que

$$\|H\|^t = \begin{pmatrix} \omega^t & \frac{\omega^t - \gamma^t}{\omega - \gamma} & d \cdot \frac{\omega^t - \rho^t}{\omega - \rho} & a_m \cdot \frac{\omega^t - c_m^t}{\omega - c_m} & a_g \cdot \frac{\omega^t - (c_g \cdot p)^t}{\omega - c_g \cdot p} + a_m \cdot \frac{c_m \cdot (1 - p)}{c_m - c_g \cdot p} \cdot \left[\frac{\omega^t - c_m^t}{\omega - c_m} - \frac{\omega^t - (c_g \cdot p)^t}{\omega - c_g \cdot p} \right] \\ 0 & \gamma^t & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \rho^t & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & c_m^t & c_m \cdot (1 - p) \cdot \frac{c_m^t - (c_g \cdot p)^t}{c_m - c_g \cdot p} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & (c_g \cdot p)^t \end{pmatrix}$$

En combinant les équations (A.1) à (A.8), on peut dériver les RIM suivants¹⁸ :

Eq. A-7

$$V_0^m = B_0 + \Phi_0 \cdot \rho + X_0 \cdot \frac{R \cdot \omega}{R - \omega} - (B_0 + F_0) \cdot \frac{r \cdot \omega}{R - \omega} + N_0 \cdot \frac{1}{(R - \omega)} \cdot \frac{R}{(R - \gamma)}$$

$$+ \Phi_0 \cdot \frac{d}{(R - \omega)} \cdot \frac{R}{(R - \rho)} + (B_0 + F_0) \cdot \frac{a_m}{(R - \omega)} \cdot \frac{R}{(R - c_m)}$$

En ajoutant F_0 à chaque membre de l'équation, elle devient :

Eq. A-8

$$VC_0^m = \alpha_1^m \cdot BC_0 + \alpha_2 \cdot X_0 + \alpha_3 \cdot \Phi_0 + \alpha_4 \cdot N_0$$

avec

$$VC_0 = V_0 + F_0 \qquad BC_0 = B_0 + F_0$$

$$\alpha_1^m = 1 - \frac{r \cdot \omega}{R - \omega} + \frac{a_m}{(R - \omega)} \cdot \frac{R}{(R - c_m)} \qquad \alpha_2 = \frac{R \cdot \omega}{R - \omega}$$

$$\alpha_3 = \rho + \frac{d}{(R - \omega)} \cdot \frac{R}{(R - \rho)} \qquad \alpha_4 = \frac{1}{(R - \omega)} \cdot \frac{R}{(R - \gamma)}$$

Pour les entreprises de croissance, nous obtenons :

Eq. A-9

$$V_0^g = B_0 + \Phi_0 \cdot \rho + X_0 \cdot \frac{R \cdot \omega}{R - \omega} - (B_0 + F_0) \cdot \frac{r \cdot \omega}{R - \omega}$$

$$+ N_0 \cdot \frac{1}{(R - \omega)} \cdot \frac{R}{(R - \gamma)} + \Phi_0 \cdot \frac{d}{(R - \omega)} \cdot \frac{R}{(R - \rho)}$$

¹⁸ Notons que $B_0' = B_0 + E_0[\Phi_1] = B_0 + \Phi_0 \cdot \rho$

$$+(B_0 + F_0) \cdot \left[\frac{a_g}{(R - \omega)} \cdot \frac{R}{(R - p \cdot c_g)} + \frac{a_m}{(R - \omega)} \cdot \frac{R}{(R - c_m)} \cdot \frac{c_m \cdot (1 - p)}{(R - p \cdot c_g)} \right]$$

En ajoutant F_0 à chaque membre de l'équation, elle devient :

Eq.A-10

$$VC_0^m = \alpha_1^g \cdot BC_0 + \alpha_2 \cdot X_0 + \alpha_3 \cdot \Phi_0 + \alpha_4 \cdot N_0$$

avec

$$VC_0 = V_0 + F_0 \qquad BC_0 = B_0 + F_0$$

$$\alpha_1^g = 1 - \frac{r \cdot \omega}{R - \omega} + \frac{1}{(R - \omega)} \cdot \frac{R}{(R - c_m)} \cdot \left[a_m + \frac{(a_g - a_m) \cdot (R - c_m) + (c_g - c_m) \cdot a_m \cdot p}{(R - p \cdot c_g)} \right] \qquad \alpha_2 = \frac{R \cdot \omega}{R - \omega}$$

$$\alpha_3 = \rho + \frac{d}{(R - \omega)} \cdot \frac{R}{(R - \rho)} \qquad \alpha_4 = \frac{1}{(R - \omega)} \cdot \frac{R}{(R - \gamma)}$$

Notations utilisées

V_t	La valeur de marché
VC_t	La valeur de marché cum free cash-Flows
B_t	La book value
TA_t	Le total des actifs
BC_t	La book value cum free cash-Flows
B_t'	La book value corrigée
X_t	Le résultat espéré
X_t^a	Le résultat anormal espéré
D_t	Les dividendes
F_t	Les Flux libres pour les actionnaires

v_t	La variation attendue de résultat à court terme par les analystes
φ_t	Le dirty surplus attendu
r	Le coût du capital
R	$=1+r$
ω	Le coefficient de persistance de X_t^a
γ	Le coefficient de persistance de ϑ_t
ρ	Le coefficient de persistance de φ_t
c_m	Le coefficient de croissance pour les firmes à maturité
a_m	La création de valeur proportionnelle aux fonds propres pour les firmes à maturité
c_g	Le coefficient de croissance pour les firmes en croissance
a_g	La création de valeur proportionnelle aux fonds propres pour les firmes en croissance
p	La probabilité qu'en entreprise en croissance le reste

8.2 Annexe A-2

Méthode de calcul de la variable synthétique de croissance et de classement des entreprises en fonction de leur stade de croissance

La variable synthétique y : est définie par

$$y_{i,t} = \sum_{j=1}^{j=3} \frac{(x_{i,j,t} - \bar{x}_{j,t})}{\sigma_{j,t}}$$

avec

$$x_1 = \frac{Sales_t}{Sales_{t-2}} - 1$$

$$x_2 = \frac{Equities_t - Equities_{t-2} - Net\ Income_t - Net\ Income_{t-1}}{Equities_{t-2}}$$

$$x_3 = \frac{Capital\ Expenditures_t + Capital\ Expenditures_{t-1}}{Dotations\ aux\ amortissements_t + Dotations\ aux\ amortissements_{t-1}}$$

Le calcul du troisième ratio nécessite la connaissance des investissements. Cette donnée provient des tableaux d'emplois et de ressources et n'est pas systématiquement disponible, surtout pour les pays émergents. Aussi, avons-nous utilisé deux mesures de l'investissement. La première (A) est directement tirée des bilans, c'est la variation annuelle des immobilisations augmentée des dotations aux amortissements. La seconde (B) est celle fournie par le tableau des emplois et des ressources. Nous utiliserons ainsi deux mesures de la variable de croissance, suivant la valeur retenue pour ce troisième ratio.

Ces trois ratios peuvent prendre des valeurs extrêmes, peu significatives et susceptibles d'affecter lourdement l'estimation de la variable composite. Pour les données provenant des USA, nous avons tronqué leurs valeurs en utilisant comme minimum le premier décile et comme maximum le dernier décile, la population de référence étant l'ensemble des firmes bénéficiaires ou non. Pour les autres pays, nous avons conduit cette analyse, et celle qui suit, du point de vue d'un analyste américain. Aussi, nous avons tronqué les valeurs en reprenant les mêmes extrema que ceux trouvés pour la population américaine (pour la variation sur 2 ans des ventes : -24,4% et 140,9%, pour la variation en excès des capitaux propres : -40,6% et

186,1% et pour le 3^o ratio des variations des immobilisations nettes¹⁹ sur amortissements : - 65,9% et 234,0%). Enfin, afin de pouvoir les agréger, nous avons calculé leurs valeurs centrées et réduites pour les USA. Pour les autres pays, nous avons utilisé les moyennes et écart-types estimés sur le marché américain (soit 34,8% et 49,6% pour le premier ratio, 26,4% et 66,6% pour le deuxième et 47,6% et 91,4% pour le troisième). Leur somme désigne la variable synthétique de croissance.

Pour les USA, les entreprises sont ensuite classées chaque année t en fonction de cette variable synthétique y . Leur rang est normé par le nombre d'observations de l'année et noté $R_{i,t}$. Pour les autres pays, nous avons prolongé notre comparaison avec les USA et nous avons attribué à chaque entreprise le rang normé annuel qui correspondait au rang normé qu'avait l'entreprise américaine dont la valeur de la variable synthétique était la plus proche cette année-là. Afin de ne prendre en compte que des phénomènes persistants, nous avons préféré une mesure agrégée sur 2 ans : $RC_{i,t} = R_{i,t} + R_{i,t-1}$

Pour les USA, nous avons enfin classé les entreprise-année (en prenant en compte toutes les firmes qu'elles soient bénéficiaires ou non) par quintile en fonction de cette variable $RC_{i,t}$. Pour les autres pays, en prolongeant le point de vue d'un analyste américain, nous les avons classées en reprenant les bornes propres à la population des firmes US.

¹⁹ La même démarche a été suivie lorsque nous avons utilisé sur un échantillon réduit des données en provenance des tableaux d'emplois et de ressources et que les investissements ont été substitués aux variations des immobilisations nettes. Pour simplifier l'exposé, nous n'avons pas détaillé la procédure qui est similaire.

8.3 Annexe A-3

Exemple de calcul du dirty surplus

		Y2006	Y2005
+	WS.NetIncome	2 869	
	WS.TotalCommonEquity	20 718	19 198
-	Variation WS.TotalCommonEquity	1 520	
-	WS.CommonDividendsCash	664	
	WS.DividendsPayable	0	0
-	Variation WS.DividendsPayable	0	
+	WS.SaleOfComAndPfdStkCFStmt	85	
-	WS.PurchOfComAndPfdStkCFStmt	131	
=	Dirty surplus	639	

Tableau 1

Statistiques décrivant le nombre des sociétés retenues

Source : Worldscope (Thomson Financial).

Entreprises - Années restantes	USA	Allemagne	Australie	Canada	France	Japon	Royaume Uni	Corée	Hong Kong	Singapour	Taiwan	Malaisie	Thaïlande	Chine	Inde
après élimination pour données manquantes	59 607	7 204	9 718	9 318	6 292	33 200	14 603	7 660	7 757	4 224	9 051	7 041	3 827	9 989	6 987
après élimination des secteurs financiers	46 419	5 541	7 991	7 978	5 157	30 306	9 924	7 042	5 917	3 623	8 536	5 830	3 098	9 028	6 394
après élimination des firmes de petite taille	37 149	5 247	7 075	7 110	4 892	30 031	8 987	6 811	5 594	3 521	8 500	5 648	2 887	8 771	5 956
après élimination des firmes à résultat négatif	24 279	3 682	3 105	3 546	3 915	24 278	5 758	5 263	3 953	2 737	6 722	4 329	2 330	7 806	5 342
<i>Avec les seules informations de base</i>															
après élimination celles pour lesquelles l'indicateur de croissance ou les dirty surplus ne pouvaient pas être calculés	16 660	2 556	1 793	1 896	2 696	16 788	3 793	3 499	2 645	1 756	4 296	2 619	1 614	5 597	2 153
après élimination de celles ayant une fin d'exercice non standard	10 657	2 148	1 337	1 534	2 106	12 514	1 651	3 296	1 561	1 104	4 287	1 562	1 493	5 578	1 723
après élimination de celles n'ayant pas de prévisions connues	8 451	1 173	798	1 176	1 314	5 043	1 266	759	762	465	1 023	594	634	1 539	725
<i>En prenant en compte les informations provenant des tableaux des emplois et ressources</i>															
après élimination de celles pour lesquelles l'indicateur de croissance ou les dirty surplus ne pouvaient pas être calculés	16 286	1 446	1 744	1 639	1 532	7 897	3 748	2 489	2 523	1 557	2 255	2 377	1 394	1 070	1 642
après élimination de celles ayant une fin d'exercice non standard	10 221	1 205	1 289	1 177	1 211	6 266	1 627	2 340	1 456	943	2 247	1 405	1 273	1 042	1 265
après élimination de celles n'ayant pas de prévisions connues	8 117	795	772	969	866	3 848	1 225	637	731	422	919	551	533	563	622

Tableau 2**Statistiques descriptives**

Les observations portent sur les seules entreprises bénéficiaires pour lesquelles les données de bilan, de compte de résultat et de dividende étaient disponibles à des dates communes de fin d'exercice pour chaque pays. Les données proviennent de Worldscope (Thomson Financial) et couvrent la période 1997-2007.

	Capitalisation boursière cum Dividendes / Total Actif				
	Moyenne	Médiane	Ecart-type	Q1	Q3
USA	1,491	1,051	1,383	0,615	1,830
Autres pays développés	0,878	0,580	0,968	0,330	1,044
Pays émergents	1,055	0,722	1,086	0,407	1,279
	Capitaux propres cum Dividendes / Total Actif				
	Moyenne	Médiane	Ecart-type	Q1	Q3
USA	0,521	0,499	0,213	0,359	0,680
Autres pays développés	0,482	0,468	0,207	0,326	0,635
Pays émergents	0,553	0,538	0,205	0,397	0,704
	Résultat net / Total Actif				
	Moyenne	Médiane	Ecart-type	Q1	Q3
USA	0,070	0,056	0,057	0,031	0,095
Autres pays développés	0,046	0,033	0,046	0,016	0,060
Pays émergents	0,061	0,047	0,054	0,022	0,084
	Taille				
	Moyenne	Médiane	Ecart-type	Q1	Q3
USA	6,775	6,828	2,160	5,390	8,210
Autres pays développés	5,376	5,115	1,952	3,951	6,594
Pays émergents	4,953	4,892	1,645	3,827	5,924
	Absence de dividende			Effectifs	
	Fréquence				
USA	51,4%			21 290	
Autres pays développés	15,4%			20 604	
Pays émergents	25,1%			10 657	

Tableau 3

Répartition des effectifs par classe de phase de cycle de développement et par zone.

Le nombre total d'observations est réduit du fait de calculs de variations sur 2 ans et de cumul des rangs normés. L'échantillon ne couvre que la période 2000-2007. BG désigne la classe de forte croissance, FG de croissance vive, MG de croissance moyenne, SG de croissance petite et WG de faible croissance. La population retenue est celle correspondant au mode de calcul « Dividendes ».

	Big Growth	Fast Growth	Medium Growth	Small Growth	Weak Growth
	BG	FG	MG	SG	WG
Règle d'affectation suivant le rang cumulé	$RC_{i,t} \geq 1,507$	1,507 $> RC_{i,t}$ $\geq 1,130$	1,130 $> RC_{i,t}$ $\geq 0,810$	0,810 $> RC_{i,t}$ $\geq 0,472$	$RC_{i,t} < 0,472$
USA	19,8%	20,6%	20,7%	21,0%	17,9%
Autres pays développés	7,9%	24,3%	15,6%	12,0%	40,3%
Pays émergents	19,4%	17,7%	18,0%	24,1%	20,8%

Tableau 4

Répartition des effectifs par classe de dirty surplus et par zone.

Le tableau indique la fréquence d'appartenance à l'une des classes pour chaque zone géographique. Le mode dit « Dividendes » de calcul du dirty surplus, utilisé pour ce tableau, n'intègre pas les flux de trésorerie autres que les dividendes qui ont pu affecter les capitaux propres. Le mode dit des « cash-flows libres » les intègre. L'échantillon couvre la période 2000-2007 et les seules entreprises bénéficiaires. Source : Worldscope (Thomson Financial).

	Dirty surplus négatif		Dirty surplus positif	
	inférieur	supérieur	inférieur	supérieur
	DSNinf	DSNsup	DSPinf	DSPsup
Selon la méthode dite des « dividendes »				
USA	19,9%	18,3%	40,0%	21,8%
Autres pays développés	8,8%	32,4%	45,2%	13,6%
Pays émergents	8,5%	28,9%	44,4%	18,2%
Selon la méthode dite des « cash-flows libres »				
USA	13,2%	15,3%	38,9%	32,6%
Autres pays développés	18,1%	26,2%	36,4%	19,3%
Pays émergents	19,9%	27,1%	33,5%	19,5%

Tableau 5

La place de la valeur comptable des capitaux propres dans les associations entre valeurs boursières et nombres comptables

Les variables à expliquer sont les valeurs boursières en fin d'exercice augmentées des Free Cash-Flows pour les actionnaires. L'échantillon porte sur la période 2000 à 2007. Les variables de contrôle année ont été omises dans la présentation pour plus de lisibilité. Les variables explicatives sont les valeurs comptables des fonds propres augmentées des Free Cash-Flows (CP), les résultats comptables de l'exercice écoulé (RN) ou les résultats prévus au 31/12 (RNP), l'erreur de prévision du résultat par les analystes en fin d'exercice (EPRN) et la variation attendue du résultat par les analystes pour l'exercice suivant (VRN). Toutes ces variables ont été normées par le montant total des actifs. Les autres variables explicatives sont la taille (logarithme de la capitalisation boursière en US dollar) et, l'absence de paiement de dividende (NoDiv). Les tests de comparaison de modèles sont de type test de Chow pour les modèles emboîtés et sont des tests de Vuong (1989) pour les modèles non-emboîtés.

	USA (n=8 117)					Autres pays développés (n=8 475)					Pays émergents (n=4 978)				
Panel A – Résultats d'estimation															
Equation	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
R2	0,385	0,445	0,513	0,544	0,502	0,450	0,478	0,532	0,563	0,532	0,463	0,467	0,534	0,568	0,562
Constante	0,448 12,27 **	-0,308 -7,69 **	-0,364 -9,62 **	-0,675 -16,96 **	-0,046 -1,30	0,279 10,55 **	-0,092 -3,29 **	-0,117 -4,31 **	-0,293 -10,21 **	0,109 4,29 **	0,333 7,70 **	0,176 3,789 **	0,099 2,209 **	-0,206 -4,37 **	0,010 0,240
CP		1,822 26,47 **	1,590 23,62 **	1,632 23,54 **			0,964 20,546 **	0,834 18,24 **	1,013 21,96 **			0,419 5,38 **	0,342 4,74 **	0,540 7,69 **	
RN	15,96 42,65 **	12,710 31,32 **				14,407 38,24 **	12,701 32,23 **				12,945 33,57 **	12,227 27,40 **			
RNP			13,368 34,72 **	12,615 32,17 **	15,830 44,27 **			12,950 36,31 **	12,384 35,68 **	14,232 42,69 **			11,805 29,42 **	11,144 28,72 **	12,139 36,29 **
EPRN			-6,130 -7,82 **	-6,204 -8,12 **	-7,984 -9,50 **			-7,131 -9,26 **	-6,575 -8,54 **	-7,889 -9,57 **			-8,322 -12,44 **	-7,313 -11,16 **	-7,956 -12,05 **
Taille				0,135 16,44 **	0,098 11,89 **				0,108 20,11 **	0,088 16,541 **				0,144 17,70 **	0,135 16,74 **
NoDiv				0,485 18,70 **	0,575 20,90 **				0,290 7,17 **	0,249 5,95 **				0,318 7,53 **	0,290 6,70 **
VRN			9,041 11,47 **	8,736 11,19 **	9,066 11,20 **			6,983 9,17 **	6,727 8,81 **	7,201 9,02 **			8,854 11,35 **	9,152 11,46 **	9,081 11,46 **
Panel B – Tests de comparaison des modèles															
Modèles comparés	(2) vs (1)	(3) vs (2)	(4) vs (3)	(4) vs (5)	(3) vs (5)	(2) vs (1)	(3) vs (2)	(4) vs (3)	(4) vs (5)	(3) vs (5)	(2) vs (1)	(3) vs (2)	(4) vs (3)	(4) vs (5)	(3) vs (5)
Test	870,011	63,736	280,917	756,613	147,197	476,389	61,197	294,356	590,457	120,882	36,183	53,836	196,977	70,97	119,748
P-value	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Tableau 6
Effets de la croissance, du levier et du dirty surplus en absence de données de flux
de fonds et de prévisions de résultat

Les variables à expliquer sont les valeurs boursières en fin d'exercice augmentées des dividendes. Les variables explicatives sont les résultats comptables de l'exercice écoulé (RN) et les valeurs comptables des fonds propres augmentées des dividendes (CP). Afin de corriger les effets de taille, toutes ces variables ont été normées par le montant total des actifs. La variable muette HL identifie les entreprises pour lesquelles le levier financier est supérieur à la médiane. Les variables d'interaction BG, FG, MG, et SG sont utilisées pour qualifier les phases de croissance. Les autres variables sont la taille (logarithme de la capitalisation boursière en US dollar) et, l'absence de paiement de dividende (NoDiv). Les variables de contrôle année ont été omises pour plus de lisibilité. Les résultats sont présentés pour un échantillon restreint commun aux différentes spécifications (Panel A) et un échantillon élargi permis par la spécification ici analysée.

	USA	Autres pays développés	Pays émergents	USA	Autres pays développés	Pays émergents
	Panel A : Restricted sample			Panel B : Full sample		
Nb. obs.	8 117	8 475	4 978	10 657	21 290	20 604
R2	0,537	0,535	0,558	0,492	0,486	0,524
Cste	0,457 7,99**	0,291 4,11 **	0,240 1,756	0,544 11,55**	0,454 9,79 **	0,423 13,36 **
HL	-0,435 -8,633**	-0,408 -22,18**	-0,246 -9,12	-0,424 -9,89 **	-0,336 -32,90**	-0,364 -30,97 **
RN	11,635 28,66 **	12,264 28,41 **	10,404 24,54 **	10,18 31,28 **	10,339 36,39 **	7,909 36,83 **
CP	2,732 15,99**	1,270 8,24**	1,135 3,52**	2,473 17,09**	0,741 9,50 **	0,936 7,34**
HL.CP	-1,851 -8,98**	-0,434 -2,43**	-0,607 -1,32	-1,612 -8,92**	-0,062 -0,67	-0,240 -1,38
Dirty Surplus positif	0,379 11,46 **	0,196 7,09 **	0,174 5,12 **	0,391 13,06 **	0,228 11,41 **	0,105 6,28 **
Dirty surplus négatif	0,036 1,29	-0,047 -1,68	0,052 1,23	0,042 1,64	-0,010 -0,51	0,067 3,05 **
Taille	0,156 18,83 **	0,107 19,59 **	0,144 16,53 **	0,150 26,01 **	0,112 36,08 **	0,154 34,24 **
NoDiv	0,377 15,65 **	0,373 8,88 **	0,318 7,69 **	0,396 18,50 **	0,307 14,58 **	0,308 20,21 **
BG.CP	0,811 8,05 **	1,318 1,91*	1,095 1,93*	0,792 8,85 **	2,723 5,85 **	1,170 4,18*
FG.CP	0,383 4,18 **	0,853 2,00 **	1,463 2,65 **	0,403 4,93 **	0,842 2,83 **	0,976 3,97 **
MG.CP	0,215 2,54 **	0,498 1,52	-0,099 -0,236	0,163 2,25 **	0,632 3,52 **	0,397 1,89
SG.CP	0,118 1,48	0,414 1,72	-0,264 -0,58	0,092 1,34	0,412 2,88 **	0,330 1,57
HL.BG.CP	-1,181 -8,391 **	-1,152 -1,46	-1,068 -1,51	-1,055 -7,99 **	-2,444 -4,60 **	-0,518 -1,57
HL.FG.CP	-0,682 -5,29 **	-1,230 -2,368**	-1,846 -2,73 **	-0,646 -5,51 **	-0,894 -2,58**	-0,999 -3,31 **
HL.MG.CP	-0,458 -3,82 **	-0,739 -1,83	0,010 0,02	-0,369 -3,47 **	-1,003 -4,11 **	-0,134 -0,50
HL.SG.CP	-0,153 -1,30	-0,523 -1,76	0,168 0,27	-0,103 -0,98	-0,587 -3,41 **	-0,095 -0,35

Tableau 7

Effets de la croissance, du levier et du dirty surplus en présence de données de flux de fonds et en absence de prévisions de résultat

Les variables à expliquer sont les valeurs boursières en fin d'exercice augmentées des Free Cash-Flows pour les actionnaires. Les variables explicatives sont les résultats comptables de l'exercice écoulé (RN) et les valeurs comptables des fonds propres augmentées des Free Cash-Flows pour les actionnaires (CP). Afin de corriger les effets de taille, toutes ces variables ont été normées par le montant total des actifs. La variable muette HL identifie les entreprises pour lesquelles le levier financier est supérieur à la médiane. Les variables d'interaction BG, FG, MG, et SG sont utilisées pour qualifier les phases de croissance. Les autres variables sont la taille (logarithme de la capitalisation boursière en US dollar) et, l'absence de paiement de dividende (NoDiv). Les variables de contrôle année ont été omises pour plus de lisibilité. Les résultats sont présentés pour un échantillon restreint commun aux différentes spécifications (Panel A) et un échantillon élargi permis par la spécification ici analysée.

	USA	Autres pays développés	Pays émergents	USA	Autres pays développés	Pays émergents
	Panel A : Restricted sample			Panel B : Full sample		
Nb. obs.	8 117	8 475	4 978	10 221	12 775	11 971
R2	0,510	0,525	0,548	0,472	0,508	0,492
Cste	0,355 6,31**	0,372 5,12 **	0,276 2,01 **	0,476 10,02**	0,434 7,14 **	0,414 10,34 **
HL	-0,353 -7,37**	-0,370 -20,73**	-0,222 -8,19 **	-0,380 -9,30 **	-0,337 -26,05**	-0,277 -19,06 **
RN	11,574 28,53 **	12,286 28,03 **	10,860 26,18 **	10,452 31,38 **	11,179 32,08 **	8,262 32,30 **
CP	2,240 14,36**	1,178 7,33**	1,515 4,59**	2,060 15,30**	0,960 7,55**	1,064 6,66**
HL.CP	-1,209 -6,08**	-0,345 -1,72	-0,832 -1,70	-1,071 -6,04**	-0,242 -1,55	-0,294 -1,27
Dirty Surplus positif	0,246 9,00 **	-0,016 -0,67	0,090 2,77 **	0,241 9,50 **	-0,012 -0,62	0,042 2,06 **
Dirty surplus négatif	-0,062 -2,08**	-0,012 -0,51	0,016 0,49	-0,061 -2,21**	-0,013 -0,68	0,012 0,60
Taille	0,143 16,93 **	0,104 19,45 **	0,143 16,27 **	0,145 24,53 **	0,114 28,01 **	0,153 29,12 **
NoDiv	0,442 17,58 **	0,416 9,48 **	0,322 7,72 **	0,453 20,26 **	0,337 12,08 **	0,314 15,02 **
BG.CP	0,864 8,87 **	0,036 0,05	0,824 1,47	0,804 9,15 **	0,632 1,01	1,312 3,33
FG.CP	0,393 4,54 **	0,392 0,91	-0,132 -0,26	0,304 3,99 **	0,358 1,03	0,301 1,13
MG.CP	0,259 3,26 **	0,625 2,29 **	-0,012 -0,03	0,133 1,96 **	0,821 3,37 **	0,308 1,23
SG.CP	0,077 1,06	0,434 1,70	-0,771 -1,62	0,072 1,10	0,329 1,64	0,171 0,63
HL.BG.CP	-0,676 -4,11 **	0,077 0,10	-1,232 -1,72	-0,528 -3,43 **	-0,729 -1,00	-1,232 -2,66 **
HL.FG.CP	-0,760 -5,93 **	-0,562 -1,11	-0,652 -0,99	-0,589 -4,98 **	-0,574 -1,39	-0,675 -1,94 *
HL.MG.CP	-0,627 -5,07 **	-0,842 -2,51 **	-0,372 -0,55	-0,464 -4,17 **	-0,941 -3,30 **	-0,455 -1,35
HL.SG.CP	-0,218 -1,90	-0,429 -1,41	0,383 0,58	-0,197 -1,88	-0,280 -1,20	-0,543 -1,25

Tableau 8

Effets de la croissance, du levier et du dirty surplus en présence de données de flux de fonds et de prévisions de résultat

Les variables à expliquer sont les valeurs boursières en fin d'exercice augmentées des Free Cash-Flows pour les actionnaires. Les variables explicatives sont les résultats prévus au 31/12 (RNP), l'erreur de prévision du résultat par les analystes en fin d'exercice, la variation attendue du résultat par les analystes pour l'exercice suivant (VRN) et les valeurs comptables des fonds propres augmentées des Free Cash-Flows (CP). Afin de corriger les effets de taille, toutes ces variables ont été normées par le montant total des actifs. La variable muette HL identifie les entreprises pour lesquelles le levier financier est supérieur à la médiane. Les variables d'interaction BG, FG, MG, et SG sont utilisées pour qualifier les phases de croissance. Les autres variables sont la taille (logarithme de la capitalisation boursière en US dollar) et, l'absence de paiement de dividende (NoDiv). Les variables de contrôle année ont été omises pour plus de lisibilité.

	USA	Autres pays développés	Pays émergents
Nombre d'obs.	8117	8475	4978
R2	0,563	0,576	0,604
Variables	Coefficients <i>T</i>	Coefficients <i>t</i>	Coefficients <i>T</i>
Constante	0,264 5,02**	0,241 3,48 **	0,057 0,46
HL	-0,361 -8,11**	-0,292 -16,85**	-0,179 -7,24 **
RNP	12,230 31,27 **	12,865 31,99 **	10,794 28,24 **
EPRN	-6,171 7,99 **	-6,810 -8,82 **	-6,703 -10,69 **
VRN	8,284 10,77 **	6,808 8,72 **	8,463 11,32 **
CP	2,118 15,06**	1,329 6,91**	1,393 4,25**
HL.CP	-1,394 -7,50**	-0,345 -1,72	-1,135 -2,22**
Dirty Surplus positif	0,212 8,23 **	-0,016 -0,68	0,081 2,72 **
Dirty surplus négatif	-0,055 -1,83	-0,021 -0,92	0,000 0,17
Taille	0,129 16,08 **	0,104 19,96 **	0,157 18,67 **
NoDiv	0,403 16,77 **	0,327 7,59 **	0,322 8,22 **
BG.CP	0,651 7,02 **	-1,071 -1,73	0,185 0,33
FG.CP	0,240 3,03 **	0,001 0,003	-0,330 -0,717
MG.CP	0,112 1,50	0,414 1,45	-0,496 -1,22
SG.CP	-0,025 -0,36	0,150 0,49	-0,693 -1,50
HL.BG.CP	-0,511 -3,17 **	1,752 2,09**	-0,369 -0,52
HL.FG.CP	-0,499 -4,05 **	0,022 0,042	-0,214 -0,331
HL.MG.CP	-0,410 -3,51 **	-0,348 -0,98	-0,399 -0,58
HL.SG.CP	-0,078 -0,70	-0,172 -0,503	0,568 0,84

Figure 1

Effets de la croissance et du levier sur le coefficient d'association des capitaux propres comptables et de la valeur de marché

Les valeurs ont été obtenues en sommant les coefficients exposés au tableau 6, soit un des 2 coefficients associés à la valeur comptable multipliée par l'une des variables muettes de levier à un des 5 coefficients associés à la valeur comptable multipliée par l'une des variables muettes de croissance. La période couverte est 2000 – 2007.

