

Rendement boursier, création de valeur et données comptables : une étude sur le marché français*

Simon PARIENTE
Université de Toulouse I

Correspondance :

ESUG
2, rue Albert Lautman
31000 Toulouse
Tél. : 05.62.30.34.34. Fax : 05.61.23.84.33
Email : pariente@univ-tlse1.fr

Résumé : Cet article étudie l'influence des capteurs de création de valeur sur les rendements boursiers. La sanction externe du marché est-elle mieux expliquée par une mise en forme de l'information comptable respectant une logique d'EVA plutôt que par des critères comptables classiques ? À partir d'une base de données regroupant les comptes consolidés de 70 groupes cotés sur 1993–1997 deux séries de tests ont été effectuées afin de déterminer le pouvoir explicatif de différentes variables comptables et financières sur la création de valeur.

Mots clés : Rendement boursier – valeur – EVA – taux de rentabilité – information comptable.

Abstract : This paper studies the influence of value creation indicators on stock returns. Does the accounting information based on an EVA conceptual framework better explain the market perception than the classical accounting variables ? The data base has been built especially for this research using 70 companies' consolidated accounts for the period 1993–1997. From the empirical tests, the paper reveals the explanatory power of value creation determinants. Moreover, it gives a measure of the strong influence of classical accounting variables (i.e., return on equity, volume of fixed assets, financial structure or growth opportunities).

Key words : Stock return – value – EVA – profitability ratios – accounting information.

* L'auteur remercie I. Martinez, Maître de conférences à Toulouse I, pour sa collaboration dans la restructuration d'une première version de cet article et les deux arbitres anonymes pour leurs remarques très constructives. Il remercie également C. Maurel (Université de Toulouse I, Gremaq/Arqade) pour son aide précieuse dans la recherche technique des paramètres relatifs aux variables testées.

La création de valeur soulève une problématique à la fois conceptuelle et banale. En effet, derrière le capteur de plus en plus utilisé d'EVA (*Economic Value Added*) se cachent des principes et des considérations théoriques fortes comme l'équivalence entre prix d'un actif et *cash flows* futurs actualisés induits par la propriété, le *goodwill* (valeur ajoutée de marché) ou encore la règle élémentaire de la VAN (valeur actualisée nette)¹. Plus simplement, la mise au premier plan de la notion d'EVA s'inscrit dans une logique, utile, de relativisation des taux de profit. Outre la référence à des performances antérieures ou concurrentes, voire même à des objectifs préalablement fixés, les taux de profit sont surtout comparables à des coûts financiers. Par définition, le capital employé présente un coût qui relativise la rentabilité. Ainsi, une entreprise crée de la valeur si le capital laissé dans l'entreprise par les bailleurs de fonds rapporte davantage que ce qu'il coûte. Dans le cas contraire (revenu résiduel négatif), on dira que le management détruit de la valeur.

Les économistes sont les premiers à avoir étudié le concept de valeur *via* spécialement les taux d'intérêt et les flux de trésorerie. Les travaux les plus connus sont ceux de I. Fisher [1907, 1930]. C'est cependant J.B. Williams [1938] qui, le premier, propose une définition plus financière de la valeur en associant le prix d'un actif aux revenus qu'il est susceptible de procurer. D. Durand [1957] et ensuite M.J. Gordon [1959] consolident de telles bases financières conceptuelles à la notion de valeur². La réflexion académique plus récente sur le concept très frontalier de création de valeur (stratégie-finance) a été relancée notamment par les travaux de A.C. Hax, N.S. Majluf [1984],

¹ Il est facile de montrer que l'équivalent présent des EVA futurs se confond avec la VAN du portefeuille d'actifs de l'entreprise. On met ainsi à la mode un concept financier ancien et fédérateur. La démonstration d'une telle égalité est simple dès lors que l'on décide de maintenir à leur niveau d'origine les capitaux investis et si l'actif économique est supposé constant sur un horizon infini (voir, par exemple, *Les Échos, L'Art de la Finance*, 10-11 avril 1998).

² Voir l'important travail de reconstitution historique du concept de valeur en finance, de G. Hirigoyen et J. Caby, *Centre de Recherche de l'IRGAE*, n° 1998-01, Université Montesquieu-Bordeaux IV.

A. Rappaport [1986], J.A. Ohlson [1990, 1992], G.B. Stewart [1991], G.A. Feltham, J.A. Ohlson [1995] et T. Copeland et *al.* [1996].

Dans le large domaine des interrelations entre informations comptables et valeur de marché des titres, les travaux sont nombreux. Un premier axe de recherches [W.H. Beaver et *al.* 1982, E.A. Imhoff, G.J. Lobo 1984 ; R.M. Bowen et *al.* 1987 ; B. Lev 1989 ; P. Dumontier, R. Labelle 1998 ; J.F. Gajewski, B. Quéré 1998] se centre sur l'aptitude du résultat comptable à expliquer les réactions du marché. Ces travaux, dans la lignée de ceux plus anciens de R. Ball, P. Brown [1968] ou de W.H. Beaver [1968], évaluent l'intensité de la relation entre rendements boursiers, calculés sur une période variable, de quelques jours à plusieurs années, et résultats comptables de terme fiscal normal, intérimaires ou prévisionnels. Une seconde voie de recherche est empruntée par J. Sepe [1982], R.N. Freeman [1983], B. Lev, R. Thiagarajan [1993] ou encore I. Martinez [1994]. Elle tente d'expliquer les rendements du marché à partir d'un ensemble d'indicateurs : taux de croissance, rentabilité des capitaux, variables de coûts, productivité du travail, recherche-développement... L'idée qui sous-tend cette seconde démarche conceptuelle réside dans la considération suivant laquelle le résultat net comptable ne peut, à lui seul, résumer l'ensemble des informations utiles en matière d'évaluation boursière.

À l'opposé, encore peu de recherches empiriques ont été faites pour connaître l'influence des seuls capteurs de création de valeur sur les critères de rendements boursiers. On dispose de travaux publiés par les cabinets américains notamment par Stern, Stewart & Co, qui défendent le principe d'une suprématie de l'EVA sur les autres mesures de performance, ou par des organismes professionnels comme celui des analystes financiers américains³. Plus près de l'interface stratégie-finance, signalons les travaux d'identification stratégique des leviers de la création de valeur de J. Caby, J. Koehl [1991] et J. Caby et *al.* [1996]. Deux recherches américaines récentes sont néanmoins proches du thème central de notre article, celle de S.F. O'Byrne [1996] et celle de G.C. Biddle et *al.* [1997] qui, toutes deux, utilisent la base de données

³ Etude de P.P. Peterson, D.R. Peterson [1996], par exemple.

de Stern et Stewart. La première étude empirique teste le pouvoir explicatif, sur le rapport entre les valeurs marchande et comptable du capital, du *free cash flow*, du résultat opérationnel et de l'EVA. G.C. O'Byrne [1996] trouve que l'EVA explique davantage que les deux autres mesures de performance la variance du ratio pris comme variable dépendante. C'est le cas spécialement lorsque la régression avec l'EVA est ajustée pour tenir compte de la taille des actifs et d'effets sectoriels. Pour leur part, G.C. Biddle et *al.* [1997] comparent quatre mesures de rentabilité comptable, dont le bénéfice hors éléments exceptionnels et l'EVA, d'après leur impact relatif sur le rendement boursier. Les régressions dénotent une domination du résultat courant sur l'EVA avec toutefois une légère amélioration informationnelle du bénéfice quand on teste une décomposition de la création économique de valeur en cinq composantes (*cash flow*, *accruals*, intérêts nets d'impôt, coût du capital et retraitements comptables selon Stern et Stewart)⁴.

Sur le marché français, les variables de perception boursière, qui disent la sanction externe du marché, sont-elles mieux expliquées par des mesures synthétiques de création de valeur plutôt que par des critères comptables classiques comme le retour sur actif ou la rentabilité des capitaux propres ? Telle est la question principale à laquelle tente de répondre cet article. Le fait que, théoriquement, la capitalisation boursière soit dépendante du flux attendu de revenus résiduels ou EVA ne nous dit pas, nécessairement, qu'une telle mesure de performance, actuelle et non future, a un meilleur pouvoir prédictif du rendement boursier que les autres critères de profit [G.C. Biddle et *al.* 1999]. En outre, dans le but d'enrichir le diagnostic, une information comptable additionnelle a été testée dans notre modèle. Elle se rapporte aux choix voulus ou imposés

⁴ Les régressions montrent une contribution additionnelle plus franche du *cash flow* sur opérations de gestion et des « *accruals* » qui expliquent la différence entre résultat net et *cash flow* (flux calculés, décalages de paiement, impôts différés...). S.F. O'Byrne [1999] critique la décomposition effectuée parce qu'elle surestimerait l'importance des intérêts au détriment du coût des capitaux propres. D'une manière générale, les auteurs de ces deux études ont des avis contradictoires sur les résultats figurant dans ces travaux [S.F. O'Byrne 1999 ; G.C. Biddle et *al.* 1999].

en matière de croissance, de taille, de productivité, de contrôle des capitaux employés ou encore de structure financière.

La base de données utilisée a été constituée spécialement pour cet article avec les comptes consolidés de 70 groupes français cotés, étudiés de 1993 à 1997. Les calculs effectués nous ont procuré des variables comptables classiques et des variables de mesure de la création ou de la destruction de valeur. Pour obtenir ces seconds résultats, il a fallu respecter, à une ou deux remarques près, l'approche dite fonctionnelle de traitement de l'information comptable. Celle-ci privilégie le concept financier de *cash flow* par opposition à l'optique patrimoniale très focalisée sur la notion comptable de résultat net. Après une présentation de la méthodologie suivie et des modalités de calcul des variables testées (section 1), les résultats empiriques obtenus font l'objet d'une analyse technique et qualitative (section 2).

1. Variables testées et méthodologie

Sont ici exposées les modalités conceptuelles et pratiques de calcul des principales variables testées empiriquement, à savoir les indicateurs de perception boursière et les mesures d'enrichissement. Les développements ci-après, concernant les variables explicatives comptables, sont centrés sur les capteurs de création de valeur dont le calcul exige une clarification méthodologique. Les autres variables alternatives indépendantes, plus classiques, ne sont que définies.

1.1. Les mesures de la performance boursière

Deux critères majeurs donnent la sanction externe du marché pour un titre quelconque j : le rendement observé à l'état brut (RDT_j), calculé sur un pas hebdomadaire ou mensuel et ensuite annualisé, et le rendement anormal (RAN_j) calculé par référence au modèle de marché.

$$RDT_j = \left[\prod_{t=1}^k (1 + RDT_{jt}) \right] - 1 \text{ avec,}$$

RDT_{jt} = rendement de la période t pour le titre j ;

k = fréquence annuelle des rendements observés ; $k = 52$ dans notre étude.

$$\text{RAN}_j = \text{RDT}_j - \left[\prod_{t=1}^k (1 + \text{RDT}_{jt}^n) - 1 \right] \text{ avec,}$$

RDT_{jt}^n = rendement normé de la période élémentaire t pour le titre j

$$\text{RDT}_{jt}^n = \alpha_j + \beta_j \text{RM}_t$$

α_j et β_j sont des constantes qui caractérisent la relation entre le rendement de j et celui du marché. Ces constantes sont à calculer sur une période pluriannuelle historique précédant l'estimation du rendement anormal (1994-1995-1996 pour l'exercice 1997, par exemple). RM_t est le rendement du marché (variation relative du SBF 250) pour la période élémentaire t de l'exercice de référence⁵. Le β_j de la relation précédente (RDT_{jt}^n) est un facteur de volatilité dont la vocation est de refléter le double risque supporté par l'actionnaire : le risque économique largement influencé par le secteur d'activité sociale et le risque de structure financière.

En pratique, l'estimation du rendement anormal se heurte à une difficulté d'appréciation relative au β boursier. Celui-ci n'est pas toujours significatif. C'est le cas lorsque les fluctuations sur le titre ne sont pas bien expliquées par celles corrélatives du marché (coefficient de détermination faible). Une telle situation est alors préjudiciable à la pertinence de RAN_j .

Une explication possible du caractère insuffisamment significatif du β boursier, calculé par les moindres carrés ordinaires (MCO), peut être trouvée dans l'asynchronisme des données utilisées. Le biais conceptuel possible réside dans le décalage temporel des échanges à l'origine des prix servant aux calculs des rentabilités sur le titre et le marché. M. Scholes, J. Williams [1977] suggèrent une méthode d'estimation du facteur de risque systématique qui contourne le caractère

⁵ Le calcul du rendement anormal peut être effectué d'une façon plus simple que celle proposée. Il suffit, comme cela est fait dans beaucoup d'études, notamment celle de G.C. Biddle et *al.* [1997], de soustraire du rendement observé le rendement correspondant du marché.

éventuellement asynchrone des données. Le β boursier proposé est une sorte de moyenne de β calculés avec des rendements décalés du titre et du marché. S. Brown, J. Warner [1985] testent cette méthode et la comparent à la méthode classique des MCO. Selon leurs calculs, la confrontation des deux méthodes conduit à des résultats similaires. C'est la raison pour laquelle nous n'avons pas cherché à tester la procédure alternative de M. Scholes, J. Williams [1977] pour améliorer la pertinence des β boursiers.

Il a fallu donc choisir entre deux autres procédures pour pallier l'inconvénient d'un rendement anormal adossé à un bêta boursier qui pouvait se révéler peu significatif⁶. La première voie consiste à retenir un β boursier correspondant à une moyenne pondérée. Ainsi, la société américaine de bourse Merrill Lynch propose un bêta ajusté calculé avec le bêta de la société à hauteur de deux tiers et avec celui du marché, égal à 1 par définition, pour un tiers⁷. La justification d'un β qui tend vers l'unité est tout d'abord économique. Les firmes ont, généralement, une propension à se diversifier et donc à ressembler à un agrégat de sociétés naissantes aux spécialisations différentes. La seconde raison qui milite en faveur d'un β ajusté est statistique. Dans toute approximation du coefficient bêta sur une référence spatiale quelconque, il y a possibilité d'erreur. Plus important est l'écart entre le β trouvé et la moyenne de tous les titres du marché (égale à 1), plus grand est ce risque d'erreur. Choisir un estimateur très différent de 1, c'est prendre le risque d'adosser les calculs à une valeur qui pourrait être plus proche de l'unité pour une période subséquente. En conséquence, toute procédure visant à faire tendre le β d'un titre vers 1 réduit un tel risque intertemporel d'erreur statistique.

⁶ Le problème du β doit ici être résolu davantage pour l'estimation ultérieure du coût du capital que pour le calcul de la variable boursière dépendante. On aurait pu en effet tester un excès de rendement sur le titre par rapport au rendement du marché tout comme dans l'étude de G.C. Biddle et *al.* [1997]. Mais contrairement à ces derniers, nous ne disposons pas d'informations sur le coût du capital.

⁷ Z. Bodie et *al.* [1997], p. 336.

La seconde voie de contournement possible pour obtenir un β plus significatif est celle que nous avons choisie. Elle repose sur les justifications managériales et statistiques qui viennent d'être exposées et s'inspire du travail de R.S. Hamada [1972] qui ajuste le risque systématique des actions en fonction de la structure du capital des entreprises. Considérant l'actif économique comme un portefeuille de fonds propres et de capitaux empruntés, il est facile de montrer, dans un contexte d'interrelations entre structure financière et valeur, que :

$$\beta_c = \beta_A + [(\beta_A - \beta_d)L(1 - \tau)]$$

avec,

$\beta_c = \beta$ boursier ou sur capitaux propres (CP) ;

$\beta_A = \beta$ de l'actif économique ;

$\beta_d = \beta$ de la dette financière (D) ;

$L = D/CP$;

$\tau =$ taux d'impôt sur le bénéfice des sociétés.

La relation ci-dessus entre β_c , β_A et β_d peut être retrouvée en appliquant la règle du rendement requis, selon le MEDAF, à l'actif économique (k_c^0), aux fonds propres (k_c) et au capital emprunté (k_d). k_c^0 , rendement requis par l'actionnaire en situation d'endettement nul, est uniquement fonction du risque de métier (β_A). Pour sa part, k_d intègre un index de risque de crédit (β_d). Enfin, k_c donne une mesure du rendement qu'il faut offrir à l'actionnaire d'une entreprise endettée pour lui permettre de compenser la variabilité du résultat final. k_c est acquis en ajoutant à k_c^0 une prime supplémentaire pour risque financier, ce qui donne :

$$k_c = k_c^0 + [(k_c^0 - k_d)L(1 - \tau)]^8$$

En remplaçant k_c , k_c^0 et k_d par leur expression selon le MEDAF et après avoir arrangé, on vérifie bien la formule précédente de β_c ou l'expression suivante pour β_A .

$$\hat{\alpha}_A = \frac{\hat{\alpha}_c + \hat{\alpha}_d L(1 - \hat{O})}{1 + L(1 - \hat{O})}$$

Le β boursier est donc égal à $\beta_A[1+L(1-\tau)]$ si β_d est proche de zéro. Pour une entreprise donnée, β_A peut être déduit de l'analyse du secteur auquel l'entité appartient. Si l'entreprise dont il s'agit est un clone du secteur en matière de structure financière, elle devrait pouvoir emprunter au taux le plus faible possible ($\beta_d = 0$) et afficher un β boursier proche de celui du secteur, voire même du marché, généralement plus significatif et stable que celui d'une société particulière. Méthodologiquement, il serait ainsi possible d'extraire d'un tel β boursier un facteur de risque économique commun à toutes les firmes du secteur. En procédant de la sorte, G.B. Stewart [1991] propose des coefficients de risque industriel (« *unleverage betas* ») par type d'activité qui vont de 1,69 pour la recherche-développement à 0,59 pour les métaux précieux (p. 451-452)⁹. En définitive, le β boursier ou externe d'une entreprise appartenant à un secteur donné peut être remplacé par un β interne ou financier, équivalent, acquis en ajustant le β_A de la structure financière spécifique à la société en question.

Dans cet article, le β boursier ou sur capitaux propres (β_c) a donc été remplacé par le produit $\beta_A[1+L(1-\tau)]$. Pour un ensemble de sociétés exerçant des métiers comparables, β_A est supposé commun à toutes les entreprises¹⁰. L est le levier spécifique à la société. En théorie, le levier tout comme le coût du capital sont à déduire de valeurs marchan-

⁸ Pour davantage de détails sur cette expression, voir, par exemple, G. Charreaux [1996], p. 188-195.

⁹ Le coût du capital pour seul risque d'affaires (*business risk*) et la prime de risque correspondante, fonction de β_A , sont également extractibles du coût moyen pondéré du capital (k). k est, en effet, égal à k_c^0 moins les économies fiscales associées à l'utilisation de la dette, soit $k_c^0 \left(\frac{D}{CP+D} \right)$. Pour des explications supplémentaires, voir G.B. Stewart [1991, p. 431-473].

¹⁰ On fait l'hypothèse, qu'en moyenne, toutes les entreprises appartenant à un secteur d'activité donné supportent le même risque global d'exploitation (*supra*). Cette hypothèse est discutable, au cas par cas, par suite des possibilités de gestion différenciée des coûts opérationnels. Ainsi, par exemple, la stratégie in-

des. En pratique, deux raisons sont de nature à permettre le calcul de pondérations, pour les capitaux propres et empruntés, avec des valeurs comptables : un souci de cohérence générale et le caractère plus stable de la structure financière d'un bilan¹¹. C'est cette seconde voie qui a été empruntée dans cette étude empirique.

Pour obtenir le β_A d'un secteur M, il est nécessaire de se caler sur un β_c égal à celui du secteur M ($\hat{\alpha}_c^* = m$) et sur une structure financière commune au plus grand nombre de sociétés de M (L^*). Pour cette recherche, nous n'avons pas tenté de différencier un grand nombre de secteurs. On a simplement divisé l'échantillon en deux sous-ensembles, un large ensemble d'entreprises strictement industrielles et un domaine plus restreint de groupes commerciaux de la distribution qui se singularisent par des cycles d'exploitation courts et une capacité de volume qui relativise les contraintes structurelles. Il n'y a pas de groupes financiers dans l'échantillon étudié.

Conformément à la logique qui vient d'être exposée :

$$\hat{\alpha}_c^* = \beta_A[(1+L^*)(1-\tau)] = m$$

$$\beta_A = \frac{m}{1+L^*(1-\hat{\alpha})}$$

Par conséquent, pour une société appartenant au secteur M, dont le levier est égal à L, le facteur de risque systématique se rapportant aux capitaux propres s'écrit :

terindustrie retenue, intégration verticale ou externalisation, n'est pas sans effet sur le risque industriel basique.

¹¹ Le coût du capital s'applique à des masses performantes comptables et non marchandes [P.P. Peterson, D.R. Peterson 1996 ; G.B. Stewart 1994]. Par ailleurs, le coût du capital déterminé avec des valeurs boursières, par définition changeantes, est plus difficile à utiliser quand l'EVA sert d'instrument managérial d'incitation au bonus [S.F. O'Byrne 1994]. Les calculs effectués avec les données de notre échantillon attestent le caractère plus stable des ratios comptables. En effet, les résultats montrent un plus fort écart-type du levier quand il est calculé avec des valeurs marchandes et non comptables : 0,68 contre 0,53 pour une valeur moyenne comparable (0,6). Cette plus grande volatilité de L se retrouve dans les β financiers, l'écart-type passant de 0,22 (approche comptable) à 0,32 (approche boursière).

$$\beta_c = \left[\frac{m}{1+L^*(1-\delta)} \right] [1+L(1-\tau)]$$

D'après les comptes de 378 sociétés industrielles cotées extraits de la base de données Dun et Bradstreet (CD Risk), le ratio Capitaux empruntés/Capitaux propres est de l'ordre de 44 % (source : nos calculs sur 1994-1997)¹². Pour un échantillon de cette taille, constitué d'un très grand nombre de firmes industrielles, le β des capitaux propres ne devrait pas être très différent du β du marché. C'est ainsi que pour un taux d'impôt de l'ordre de 36 % sur 1994-1997, on peut dire que :

$$\beta_A = \frac{1}{1+L^*(1-\delta)} = 0,78$$

Concernant les groupes de l'échantillon appartenant au secteur de la distribution (moins d'une dizaine), un β_A égal à 0,6 a été retenu. Cette valeur, plus faible, s'explique par l'importance du crédit-fournisseurs au sein de la branche dont une fraction est à traiter comme de l'endettement financier classique. Dans ce secteur de la distribution, l'orthodoxie financière se traduit par un levier (L^*) proche de un. L'hypothèse d'un β_c égal à l'unité pour une structure financière très orthodoxe, et différent de 1 dans le cas contraire, n'est pas contredite par l'observation de la volatilité du rendement des deux principales valeurs de la distribution, Carrefour et Promodès (tableau 1).

Tableau 1 – Bêta boursier et structure financière de Carrefour et Promodès (1995-1997)

	Carrefour	Promodès
Bêta boursier ^a	1,05 (40,6 %)	1,37 (43,9 %)
Levier ^b	1,1	2,0
Taux moyen d'impôt	30 % ^c	30 % ^c

^a Volatilité du rendement hebdomadaire de chacun des deux titres par rapport aux variations correspondantes de l'indice général du marché (calculs effectués sur 1995-1996-1997) ; entre () le coefficient de détermination de la relation.

¹² Les capitaux propres ont été composés selon une logique qui respecte la procédure de calcul du concept d'EVA (*infra*).

^b Dettes financières, incluant le crédit fournisseurs supérieur à 14 jours, rapportées aux capitaux propres calculés selon une logique de mesure de la création de valeur (ratio moyen 1995-1996-1997).

^c Taux dû à la forte internationalisation des deux groupes dans des territoires à moindre contrainte fiscale qu'en France.

Enfin, l'utilisation d'un β sur capitaux propres calculé de cette manière, que nous qualifierons de β_c financier, nous oblige à faire dépendre le rendement normé (RAN) uniquement de la constante β_c ¹³.

L'absence d'une procédure plus fine de différenciation sectorielle, qualitativement réductrice (β_A), est de nature à créer un biais dans l'estimation des β_c . Il semble néanmoins que cet inconvénient soit de moindre importance que l'avantage tiré du remplacement des β boursiers par de tels β financiers. Sans toutefois valider scientifiquement la méthode utilisée, deux indicateurs paraissent aller dans le sens d'une plus grande pertinence du β financier sur le β externe. Le premier signe se trouve consigné dans le tableau 2 qui compare les caractéristiques statistiques des β_c boursiers et des β_c financiers sur 1994-1997. Les β_c financiers sont, en effet, nettement moins dispersés et en moyenne beaucoup plus proches de l'unité que les β_c boursiers. D'autre part, les calculs préliminaires effectués avec le rendement brut (RDT), le rendement anormal (RAN) et l'excès du rendement brut sur le rendement annualisé du marché (RAM) révèlent l'existence de corrélations très significatives entre ces mesures de performances surtout lorsque la variable RAN est calculée avec des β financiers (tableau 3). Ainsi, la corrélation entre RDT et RAN ou entre RAM et RAN est de 29 à 37 % plus forte quand le rendement anormal est calculé avec un β financier (RAN_F) plutôt qu'avec un β boursier (RAN_B)¹⁴.

¹³ De toutes façons, la constante α déductible du modèle de marché est quasiment toujours proche de 0.

¹⁴ On notera, d'autre part, que les séries RAN_F et RAN_B ne sont pas antinomiques.

Tableau 2 – Caractéristiques statistiques des β_c boursiers et financiers pour 66 sociétés ^a

	Moyenne		Écart-type	
	β_c boursier	β_c financier	β_c boursier	β_c financier
1994	0,82	1,12	0,39	0,26
1995	0,78	1,09	0,37	0,23
1996	0,75	1,07	0,34	0,20
1997	0,78	1,03	0,33	0,16
1994-1997 ^b	0,78	1,08	0,36	0,22

^a Le β_c boursier est tiré des rendements hebdomadaires sur le titre et le marché (fenêtre de trois ans précédant l'année de référence). Le β_c dit financier s'évalue à partir de $\beta_A[(1+L)(1-\tau)]$. L et τ représentent, respectivement, le levier et le taux moyen d'impôt propres à chaque groupe de l'échantillon ; β_A est égal à 0,78 ou à 0,6 (supra).

^b 264 couples de bêtas (66 sociétés \times 4 ans).

Tableau 3 – Coefficients de corrélation entre différentes mesures du rendement boursier, d'après 268 résultats ^a

	RDT	RANF	RANB	RAM
RDT	1,000	0,772	0,598	0,814
RANF	0,772	1,000	0,708	0,984
RANB	0,598	0,708	1,000	0,717
RAM	0,814	0,984	0,717	1,000

^a Calculs effectués sur 67 entreprises et 4 années (1994 à 1997). RDT désigne le rendement brut observé, RANF correspond au rendement anormal évalué avec un β financier, RANB représente le rendement anormal calculé avec un β classique (β boursier) et, enfin, RAM est l'excès du rendement brut sur le rendement du marché.

Outre les trois critères de rendement exclusivement boursiers calculés pour chaque titre j (RDT, RAN et RAM), deux autres indicateurs de perception marchande sont susceptibles d'être utilisés comme variables endogènes. Il s'agit de mesures hybrides : le q de Tobin, ou plutôt son *proxy*, et la valeur ajoutée de marché (MVA¹⁵). Le *proxy* de Tobin est le rapport entre, d'une part, l'ensemble constitué par les dettes financières et la capitalisation boursière, d'autre part, la valeur comptable de l'actif économique. Dans la mesure où le q de Tobin et la MVA représentent des indicateurs calculés avec une information comptable et une

¹⁵ *Market Value Added* qui mesure l'excédent de la valeur au marché du capital employé sur sa valeur comptable.

information boursière ils n'ont pas été retenus en tant que variables à expliquer. On reviendra toutefois sur la survaleur d'une entreprise (MVA) très imbriquée au concept d'EVA.

Dans la restitution écrite de ce travail empirique, seuls les résultats obtenus (principales régressions) avec le rendement anormal comme variable dépendante sont présentés ; de tels rendements ont été calculés avec des β financiers et non boursiers. Les résultats selon cette variable endogène se sont révélés plus significatifs que ceux acquis en faisant des tests sur le rendement brut. Fondamentalement, on peut accepter le principe que le rendement anormal soit préférable au rendement brut car il relativise la performance de la firme *via* l'introduction d'une norme (rendement ajusté du marché en l'absence d'événement). En définitive, RAN offre une mesure différentielle du rendement dépendante du facteur de risque systématique de la firme.

Comme l'étude empirique vise à explorer la pertinence d'indicateurs de création de valeur, extractibles de données comptables fines et donc publiées, les rendements RAN_{*j*} sont calculés avec des cours boursiers décalés de trois mois par rapport à l'exercice fiscal¹⁶. Ainsi, par exemple, les critères de rendement boursiers de 1997 ont été calculés, avec des données hebdomadaires, sur la fenêtre allant de fin mars 1997 à fin mars 1998¹⁷. Ce choix méthodologique suppose que les cours et donc les rendements peuvent subir l'influence d'une information financière publiée. On forme donc l'hypothèse que la plupart des variables comptables testées dans les modèles ne sont que très imparfaitement anticipées par le marché.

¹⁶ G.C. Biddle et *al.* [1997] calculent, eux aussi, leurs rendements boursiers ajustés sur une période de 12 mois se terminant trois mois après le terme fiscal annuel.

¹⁷ Légalement, les sociétés sont tenues de publier leurs comptes consolidés audités dans les quatre mois suivant la clôture de l'exercice. Statistiquement, 70 % des plus grosses capitalisations boursières françaises publient leurs comptes dans un délai égal ou inférieur à 90 jours dont 35 % entre 75 et 90 jours (*Les Échos*, 21 janvier 1999).

1.2. Le calcul de la création économique de valeur

Une société crée de la valeur si la rentabilité intrinsèque du capital investi est supérieure à ce qu'il a coûté ; dans le cas contraire, on parle de destruction de valeur. Le capital employé par le management de l'entreprise est celui des bailleurs de fonds, actionnaires et prêteurs, qui sont rémunérés en fonction du risque pris.

1.2.1. Définition du capital employé

Le capital employé est calculable à partir des emplois effectués ou d'après les ressources obtenues. Le traitement conceptuel des opérations sociales respecte l'approche dite fonctionnelle de l'information comptable qui privilégie les flux transactionnels (externes) à une exception majeure près. En effet, pour le calcul de l'EVA, les dotations aux amortissements sont considérées comme des charges décaissables. Deux raisons principales justifient un tel reclassement. En premier lieu, l'usure et la désuétude obligent une sortie récurrente de fonds pour maintenir à son niveau d'origine le capital employé. D'autre part, une entreprise non-proprétaire des biens aurait, de toutes façons, supporté des loyers (charges décaissables) pour l'usage des actifs.

(1) Le capital employé d'après les emplois économiques (AEC_{eva})

L'actif économique (AEC_{eva}) est formé de deux composantes. Le principal de ces deux sous-ensembles est l'actif d'exploitation (AEX_{eva}) qui est la traduction bilantielle d'une stratégie strictement industrielle de développement. La seconde composante, habituellement moins significative dans les comptes consolidés, est constituée d'actifs financiers dont les revenus ne sont pas directement contrôlables par le management.

- L'actif d'exploitation (AEX_{eva})
 - Immobilisations corporelles en valeur nette comptable¹⁸
 - Immobilisations incorporelles en valeur brute comptable¹⁹
 - Écarts d'acquisitions en valeur d'origine
 - Capitalisation des frais de recherche/développement²⁰
 - BFR comprenant des actifs en valeur brute comptable
- L'actif financier (AF)
 - Immobilisations financières en valeur brute comptable
 - Valeurs mobilières de placement hors provisions pour dépréciation
 - Trésorerie disponible

(2) Le capital employé selon les ressources obtenues

Le capital employé est également l'ensemble constitué des fonds propres, dont la procédure de calcul figure au tableau 4, et des dettes financières incluant les crédits de trésorerie (D).

Tableau 4 – Les capitaux propres fonctionnels selon une logique financière (EVA)

Capitaux propres comptables ^a
+ Intérêts minoritaires
+ Cumul des amortissements et provisions sur actifs ^b
+ Cumul des amortissements sur écarts d'acquisition
+ Provisions pour risques et charges
+ Impôts différés ^c
+ Capitalisation des frais de Recherche-Développement
+ Cumul des éléments exceptionnels ^d
= Capitaux propres selon la logique de l'EVA (CP _{eva})

^a Y compris le bénéfice de l'exercice non distribué.

^b À l'exclusion de l'accumulation des dotations aux amortissements sur acquisitions corporelles.

¹⁸ Immobilisations incluant celles détenues en crédit-bail ou en location simple de longue durée. Ces actifs sont en valeur nette comptable parce que les dotations aux amortissements correspondantes sont assimilées à des coûts décaissables (*supra*).

¹⁹ Y compris non-valeurs (frais d'établissement, charges à répartir...).

²⁰ Sur la base d'un amortissement de ces frais sur 5 ans, une telle masse ainsi « activée » est égale à l'addition des dépenses suivantes : totalité du poste R&D pour l'année en cours 19(N), 4/5 de celui de 19(N-1), 3/5 de celui de 19(N-2) et ainsi de suite.

^c Les impôts différés du passif s'ajoutent aux capitaux propres comptables et ceux de l'actif se retranchent.

^d Il s'agit de faire comme si jamais l'entreprise n'avait amoindri ou affermi ses résultats, et donc ses capitaux propres, par des opérations non récurrentes. En pratique, un tel cumul est malaisé à reconstituer par suite de la difficulté qu'il y a à choisir un point de départ, lorsque la date création de la société est très éloignée.

3) Équilibre et structure des ensembles

$$AEC_{eva} = AEX_{eva} + AF = CP_{eva} + D$$

$$\text{Lever} = \frac{D}{CP_{eva}}$$

En définitive, le calcul de la création ou de la destruction de richesse peut se faire à partir de deux masses performantes représentatives de valeurs bilantielles moyennes : l'actif d'exploitation (AEX_{eva}) et l'actif économique (AEC_{eva}). Un appui sur l'actif d'exploitation oblige à supposer une structure de financement identique pour les deux masses performantes. D'autre part, les cabinets américains qui utilisent l'actif d'exploitation ajoutent à cet agrégat un volant minimum de trésorerie²¹.

1.2.2. Taux de profit et EVA

Les formules de calcul de la valeur économique ajoutée selon l'actif d'exploitation qualifié souvent d'industriel (EVA_i) et l'actif économique (EVA_e) intègrent les masses performantes présentées, les profits opérationnels correspondant, un taux moyen d'impôt (τ) et le coût du capital (k).

$$EVA_i = [R_i^{eva}(1-\hat{O}) - k][AEX_{eva}]$$

$$R_i^{eva} = \frac{\text{RBE} - \text{Dotations aux amortissements sur immobilisations corporelles}}{AEX_{eva}}$$

Le résultat brut d'exploitation (RBE) tient compte, le cas échéant, d'une normalisation du crédit fournisseurs. Cet ajustement économique impose une restructuration des opérations de gestion : majoration de la marge commerciale d'un manque à gagner pour crédit fournisseurs ex-

²¹ La trésorerie d'exploitation serait comprise entre 0,5 % et 2 % des ventes selon l'industrie, d'après T. Copeland et *al.* [1996].

cessif et augmentation corrélative des frais financiers. Pour les distributeurs de notre échantillon, une estimation de ces charges financières a été faite en prenant le taux du marché monétaire à 3 mois comme référence. Par analogie, les escomptes obtenus pour règlement comptant sont à virer des produits financiers vers le coût des marchandises vendues (diminution). Enfin, les escomptes accordés, que le plan comptable traite comme des charges financières, sont plutôt assimilables à un surprix qu'il faut soustraire du RBE pour que ce solde de gestion ait un contenu purement économique.

Dans l'hypothèse d'une capitalisation des frais de recherche-développement (virement au bilan) et de leur amortissement sur 5 ans, la charge annuelle déductible du RBE n'est pas la charge comptable de l'exercice mais une somme de cinq dotations calculées d'après les dépenses en R-D des cinq dernières années (20 % pour chaque exercice).

$$\hat{\sigma} = \frac{\text{Impôt}}{\text{Résultat net} + \text{Impôt} + \text{Dotations aux amortissements des survaleurs}}$$

Plus généralement, le dénominateur du ratio τ doit donner une mesure de l'assiette annuelle imposable. On a ajouté les dotations aux amortissements des survaleurs qui peuvent être importantes et parce que l'information est habituellement communiquée. Un traitement comparable est à effectuer, si nécessaire, pour d'autres rubriques qui échappent à l'impôt, comme les revenus des sociétés mises en équivalence, ou dont l'incidence fiscale est décalée (participation des salariés notamment).

$$k = k_c \frac{CP_{eva}}{AEC_{eva}} + k_d (1 - \hat{\sigma}) \frac{D}{AEC_{eva}} \text{ avec,}$$

$$k_c = (\text{OAT 10 ans}) + \beta_c [\text{Prime de risque du marché}^{22}]$$

$$k_d = \frac{\text{Intérêts des emprunts}}{D}$$

Pour les groupes du secteur de la grande distribution, les dettes financières incluent la part de crédit fournisseurs supérieure à 14 jours.

Le facteur de risque systématique retenu est celui acquis d'après un β_A commun à chacun des deux sous-ensembles de l'échantillon et un levier spécifique à chaque entreprise (β_c non boursier, supra).

$$EVA_e = [R_e^{eva} (1-\tau) - k][AEC_{eva}]$$

$$R_e^{eva} = \frac{RBE - \text{Dot.auxamort. corporelles} + \text{Solde financier encaissable}}{AEC_{eva}}$$

Par définition, le solde encaissable sur opérations financières est à calculer hors considération des intérêts des emprunts ; il s'agit, principalement, de produits de participation, de revenus des prêts et des valeurs mobilières de placement, des gains de change et des produits nets sur cessions de valeurs de placement.

Dans les expressions EVA_i et EVA_e , la variable déterminante est le premier terme entre crochets. Il s'agit d'un *spread*, c'est-à-dire un excès de rendement par franc investi. Outre cette variable qualitative, nous avons également testé un *spread* sur fonds propres (CP_{eva}) qui correspond au différentiel $R_f^{eva} - k_c$, où k_c désigne le coût des fonds propres. Quant à la rentabilité des capitaux propres, calculée selon une logique conceptuelle de mesure de la création de valeur, elle s'écrit :

$$R_f^{eva} = \frac{[(R_e^{eva})(AEC_{eva}) - \text{Interêts des emprunts}][1-\hat{\delta}]}{CP_{eva}}$$

La même création économique de valeur (EVA_e) aurait pu être estimée en prenant comme masse performante et coût du capital, respectivement CP_{eva} et k_c [G.C. Biddle et al. 1999].

2. Les résultats empiriques

L'absence d'une base de données comptables permettant de tester des variables fines susceptibles d'expliquer les rendements boursiers justifie la constitution d'un échantillon propre à cet article. Cette base spécifique de données comptables et boursières concerne 70 groupes examinés sur 5 ans (1993-1997). Dans la mesure où les masses bilantielles utilisées sont des valeurs moyennes (cas spécialement pour AEC_{eva} , AEX_{eva} , D et CP_{eva}), il a fallu perdre une année d'observation (1993). L'année 1994 est également perdue lorsque les variations du capital employé et des effectifs sont testées.

²² D'après CCF Securities pour nos calculs (données mensuelles annualisées).

2.1. Procédure et résultats préliminaires

Deux séries de tests empiriques ont été effectuées. La première série de calculs cherche à savoir si la perception boursière des groupes subit l'influence des capteurs à la mode de création de valeur. La seconde partie empirique teste les variables comptables habituelles caractéristiques notamment de taux de profit calculés selon une logique patrimoniale classique. Par ailleurs, on a aussi exploré la pertinence d'une information comptable portant sur la croissance (efficacité du développement), l'importance relative des actifs d'exploitation (sélectivité et gestion des investissements) et la structure financière. De telles variables explicatives supplémentaires reflètent un état dimensionnel ou des choix stratégiques qui ne seraient pas théoriquement neutres. S.F. O'Byrne [1996] teste l'influence de la croissance de l'entreprise sur le comportement du marché et trouve que le logarithme du capital employé améliore le pouvoir explicatif de son modèle avec l'EVA comme variable explicative centrale. En matière de structure financière, les travaux effectués dans le prolongement de ceux initiés par M.C. Jensen, W.H. Meckling [1976] sur les coûts dus à des conflits d'intérêt dénotent le rôle utile de l'endettement. Parce que les coûts fixes de la dette réduisent le *cash flow* disponible, les dirigeants seraient incités à prendre des décisions qui ne ménageraient pas que leurs propres intérêts. Cette atténuation des conflits entre managers et actionnaires, grâce à la dette, est également la conséquence du risque de perte de contrôle ou de brouillage de la réputation d'un dirigeant si une faillite survenait. Ainsi donc l'endettement créerait une incitation à l'optimisation des décisions d'investissement susceptibles de se retrouver en termes de performances comptables et boursières²³.

La méthodologie utilisée pour estimer les coefficients des variables supposées influentes est celle des panels. Il s'agit d'une forme de régression multiple qui offre la possibilité de traiter conjointement les effets individuel et temporel. Une telle approche permet un contournement des éventuels biais dus aux interférences possibles entre l'information

²³ Concernant les théories fondées sur les coûts d'agence et l'asymétrie d'information, voir M. Harris, A. Raviv [1991].

portant sur les groupes (effet individuel) et celle relative aux années d'observation (effet temporel). Deux méthodes d'estimation ont été comparées : l'approche à effet fixe et l'approche à effet aléatoire. Selon le test de Hausman, la méthode d'estimation à effet fixe s'est révélée systématiquement préférable à la méthode à effet aléatoire. Par conséquent, seuls les résultats du modèle aux effets fixes, individuel et temporel, sont présentés (« *fixtwo* » dans les tableaux)²⁴.

Quelques corrélations simples permettent de se faire une première idée sur la nature et l'importance des variables, d'ordre comptable, capables d'expliquer la sanction externe du marché (tableau 5).

Le tableau 5 appelle quatre remarques intéressantes.

- La corrélation est bonne entre les nouveaux critères « à la mode » (EVA_e ou EVA_i) et la valeur ajoutée de marché (MVA). Une telle observation empirique valide l'existence d'un lien théoriquement démontrable entre *goodwill* (accumulation d'enrichissement pour l'actionnaire ou MVA) et chronique attendue d'EVA. En situation d'efficience des marchés, la MVA, qui est conceptuellement une VAN, ne devrait pas trop s'écarter d'une mesure agrégée d'enrichissement correspondant à l'équivalent actuel des EVA prévus.

- Les résultats obtenus semblent conforter le choix effectué en matière de bêta sur capitaux propres (β_c ajusté qualifié de β_c financier plutôt que β_c boursier ; voir aussi tableaux 2 et 3). On remarque, en effet, une plus grande convenance du rendement anormal quand il est calculé avec un tel β_c (colonne RAN_F comparativement à colonne RAN_B). D'autre part, les coefficients de corrélation calculés avec RAN_F sont plus significatifs que ceux obtenus avec RDT ce qui valorise la variable dépendante retenue dans les panels (paragraphe 2.2, ci-après).

- Les rendements excédentaires, pour chaque franc de capital employé (*spread* sur AEC, AEX et CP), calculés selon une logique de traitement comptable à dominante fonctionnelle, ont un pouvoir explicatif tout à fait comparable à celui des taux de profit comptables classiques.

²⁴ Pour plus d'informations sur la méthodologie utilisée, voir B.H. Baltagi [1995].

C'est spécialement le cas pour l'excès du rendement des capitaux propres sur leur coût.

- L'investisseur paraît plus sensible à la rentabilité de l'avoir des actionnaires plutôt qu'aux taux de profit sur l'ensemble des actifs. La rentabilité financière, calculée sur la part du groupe (R_f), est le plus explicatif des taux de profit que ceux-ci soient calculés selon une procédure comptable classique ou par référence à un processus de mesure de la valeur créée ou détruite. On retrouve un tel résultat quand plusieurs variables explicatives sont testées *via* des panels, comme nous allons le voir maintenant.

Tableau 5 – Coefficients de corrélation entre critères boursiers et variables comptables d'après 268 couples de données ^a

	RDT (%)	RAN _F (%)	RAN _B (%)	RAM (%)	MVA b millions FF
Spread AEC _{eva} (%)	0,202 *	0,236 *	-0,010	0,215 *	–
Spread AEX _{eva} (%)	0,122 *	0,199 *	-0,040	0,173 *	–
Spread CP _{eva} (%)	0,261 *	0,259 *	0,009	0,245 *	–
R _E ^{eva} (%)	0,176 *	0,234 *	-0,014	0,200 *	–
R _I ^{eva} (%)	0,112 *	0,197 *	-0,041	0,163 *	–
R _F ^{eva} (%)	0,271 *	0,272 *	0,025	0,267 *	–
R _e (%)	0,201 *	0,257 *	-0,033	0,216 *	–
R _i (%)	0,117 *	0,214 *	-0,005	0,181 *	–
R _f (%)	0,349 *	0,348 *	0,021	0,348 *	–
EVA _e (millions FF)	–	–	–	–	0,530 *
EVA _i (millions FF)	–	–	–	–	0,603 *

^a 67 entreprises et 4 années. En colonne, figurent les variables endogènes de marché : rendement observé annualisé (RDT), rendement anormal calculé avec un bêta financier (RANF) et un bêta boursier (RANB), excès du rendement observé sur le rendement annualisé du marché (RAM) et valeur ajoutée de marché (MVA). Les six premières lignes ainsi que les deux dernières lignes sont des indicateurs comptables représentatifs ou explicatifs de la création de valeur (logique EVA). Les lignes intermédiaires 7, 8 et 9 donnent une mesure classique de la rentabilité économique (R_e), industrielle (R_i) et financière (R_f). R_f est la rentabilité des capitaux propres, part du groupe. R_e correspond au rapport Résultat courant avant intérêts des emprunts sur Actif économique moyen en valeur nette comptable. On a pris pour R_i une définition fréquente : RBE sur Actifs non financiers moyens en valeur d'entrée en comptabilité écarts d'acquisition compris (Immobilisations d'exploitation et BFR). Enfin, R_f est le Résultat comptable part du groupe (publié) divisé par les Capitaux propres du groupe

en valeur moyenne. Calculer le taux de rentabilité financière de cette manière permet d'éviter les éventuels biais dus à des méthodes différentes de consolidation.

^b En pratique, différence entre les valeurs marchande et comptable des capitaux propres (voir, tableau 4, les modalités pratiques de calcul des sommes laissées dans l'entreprise, depuis sa création, par les actionnaires).

* Le coefficient de corrélation est différent de 0 au seuil de 5 %.

2.2. Coefficients estimés des variables de création de valeur et comptables dans les panels

Nous exposons, dans ce second paragraphe, les résultats de la recherche des déterminants du rendement anormal (variables explicatives et coefficients estimés). La variable dépendante RAN_F est calculée avec un β_c financier seulement (supra). Le modèle testé combine trois groupes de variables supposées influentes : des mesures d'enrichissement brutes ou décomposées, des critères de taille ou de développement d'entreprise et des indicateurs de structure financière et productive. Les capteurs d'enrichissement sont calculés de deux manières distinctes : selon une logique de création de valeur (EVA) ou selon une approche patrimoniale basique (rentabilité comptable du capital employé). On trouvera, aux tableaux 6 et 7, les résultats des régressions selon que les mesures d'enrichissement découlent d'une procédure dite d'EVA ou correspondent à des taux classiques de rentabilité comptable. L'utilisation de valeurs marchandes et non comptables, pour le calcul de k (coût du capital) et L (levier), ne change pas les résultats (voir tableau en annexe).

Dans le cadre de l'approche qualifiée d'EVA, les variables explicatives testées sont, dans un premier temps, des excès de rendement. Les résultats révèlent qu'aucun des *spreads*, sur actif économique (AEC_{eva}), actif d'exploitation (AEX_{eva}) ou capitaux propres (CP_{eva}), n'est significatif. Le tableau 6, régression 1, donne l'exemple du *spread* sur l'actif économique. Cette première procédure étant apparue infructueuse, nous avons cherché à savoir si la décomposition du *spread*, en taux de rentabilité et coût du capital, donnait de meilleurs résultats. La manœuvre ne réussit pas puisque les résultats ne montrent pas de rôle influent pour le prix du capital employé ni pour son rendement (tableau 6, régression 2). Enfin, conjointement avec le coût du capital, la capacité bénéficiaire de

l'entreprise a été testée. Le tableau 6, régression 3, montre que l'aptitude d'une entreprise à faire croître davantage son résultat récurrent (RC) que son CAHT devient un facteur influent. Indirectement, on notera la domination de la marge industrielle et financière sur la capacité de l'entreprise à augmenter sa valeur ajoutée (tableau 6, régression 3). D'après les résultats consignés dans ce tableau, l'investisseur est en effet plus sensible au dernier solde de gestion (résultat courant) qu'à la valeur ajoutée (VA) laquelle correspond, en définitive, à un revenu intermédiaire susceptible d'être augmenté artificiellement. Il ressort de ces trois premières régressions qu'aucune variable en rapport direct avec la création économique de valeur n'a de pouvoir explicatif. La seule mesure d'enrichissement qui s'est montrée influente est une mesure plutôt conventionnelle, le résultat courant (RC).

La seconde série de tests a été réalisée avec des taux de rentabilité, économique et financière, calculés selon une approche patrimoniale classique prenant en compte la totalité des flux y compris ceux qualifiés de calculés (tableau 7). Les résultats montrent que seul le ratio qui donne une mesure de la rentabilité des capitaux propres (part du groupe) est une variable significative (tableau 7, régression 2). Ce pouvoir informationnel de la rentabilité financière est cohérent avec le rôle influent du résultat courant (tableau 6, régression 3).

Tableau 6 – Rendement anormal et variables explicatives testées comprenant différentes mesures d'enrichissement calculées selon une logique d'EVA : coefficients estimés des régressions

Variable dépendante RAN_F (%)			
Méthode d'estimation Fixtwo ; nombre de données $70 \times 3 = 210$			
	Régression 1 <i>Spread</i> sur AEC	Régression 2 Taux de profit et coût du capital	Régression 3 Coût du capital et capacité bénéficiaire ^a
R^2	0,5434	0,5445	0,5957
1) Constante	671,22 *	650,90 *	535,68 *
2) Mesures d'enrichissement			
• $R_E^{EVA}(1-\tau) - k$ (%)	0,173		
• R_E^{EVA} (%)		- 0,203	
• k (coût du capital) (%)		3,304	2,185

• Var VA/var CAHT			0,175
• Var RC/var CAHT			7,290 *
3) Critères de taille et de croissance			
• Variation du CAHT (%)	- 0,007	0,003	- 0,159
• $\ln AEC_{eva}$	- 106,15 *	- 106,57 *	- 89,85 *
• Variation AEC_{eva} (%)	1,172 *	1,199 *	1,207 *
• Variation des effectifs (%)	- 0,245	- 0,238	- 0,120
4) Variables structurelles			
• AEX_{eva} / AEC_{eva} (%)	- 0,419	- 0,467	- 0,364
• Levier (L)	- 45,68 **	- 43,12 **	- 48,19 **
• Capacité de remboursement	- 1,105	- 1,06	- 0,432

^a VA = valeur ajoutée ; RC = résultat courant (résultat avant éléments exceptionnels).

* Significatif au seuil de 1 %.

** Significatif au seuil de 5 %.

Plus généralement, les enseignements suivants peuvent être tirés des résultats obtenus.

- On a remarqué une corrélation franche entre création quantitative de valeur (EVA) et accumulation marchande d'enrichissement (MVA) ainsi qu'une relative dépendance entre les rendements boursiers et les *spreads* (tableau 5). Toutefois, dans les panels testés, aucun excès de rendement par rapport au coût du capital ne s'est révélé directement significatif.

- La rentabilité des capitaux propres, calculée selon une approche patrimoniale classique, reste une variable explicative récurrente. Le marché paraît ainsi plus sensible au retour sur fonds propres qu'à la rentabilité intrinsèque, c'est-à-dire au rendement, hors prix du financement, de tout le capital employé. En matière d'ordre de priorité, rentabilité financière ou rentabilité économique, dont la discussion est maintenant fort ancienne, nos résultats penchent en faveur du premier indicateur accreditant ainsi la recherche classique de la valeur actionnariale (loi du *Return On Equity*) au détriment parfois d'autres parties prenantes.

Tableau 7 – Rendement anormal et variables explicatives testées comprenant des taux comptables de rentabilité calculés selon une procédure patrimoniale classique : coefficients estimés des régressions ^a

Variable dépendante RAN _F (%) ; Méthode d'estimation Fixtwo ; Nombre de données 70 × 3 = 210		
	Régression 1 Taux de rentabilité économique	Régression 2 Taux de rentabilité financière
R ²	0,5454	0,5570
1) Constante	624,46 *	620,39 *
2) Taux de profit		
• R _e (%)	0,601	
• R _f (part du groupe) (%)		0,635 **
3) Critères de taille et de croissance		
• Variation du CAHT (%)	- 0,073	- 0,059
• lnAEC _{eva}	- 102,48 *	- 101,93 *
• Variation AEC _{eva} (%)	1,154 *	1,002 *
• Variation des effectifs (%)	- 0,207	- 0,186
4) Variables structurelles		
• AEX _{eva} / AEC _{eva} (%)	- 0,312	- 0,322
• Levier (L)	- 43,61 **	- 35,86 ***
• Capacité de remboursement	- 1,079	- 0,656

^a Pour une définition des taux de rentabilité économique et financière, voir tableau 5 (note a).

* Significatif au seuil de 1 %.

** Significatif au seuil de 5 %.

*** Significatif au seuil de 10 %.

- Nos principaux résultats sont en conformité avec ceux obtenus sur le marché américain par G.C. Biddle et *al.* [1997] dont l'étude révèle une suprématie du profit courant disponible pour les actionnaires sur les mesures de création de valeur. Un pareil constat se trouve consigné dans les tableaux 6 (régression 3) et 7 (régression 2). Le coût du capital ne serait donc pas une variable indépendante significative ou, tout au moins, le marché ne l'intégrerait pas comme il est théoriquement calculé.

- Les variables se rapportant à la taille de l'entreprise, à la structure financière et à la croissance des actifs sont toujours influentes. Une autre variable a un pouvoir prédictif qui s'est quelquefois rapproché du

seuil maximum de signification généralement toléré (10 %), c'est la variation des effectifs²⁵. Le signe du coefficient laisse à penser que la diminution des effectifs est de nature à favoriser le rendement boursier. Quant à la non-pertinence de la déformation du chiffre d'affaires, elle est logique car généralement bien anticipée par le marché. En matière de structure financière, le marché paraît s'intéresser davantage à l'information brute (levier) qu'à l'endettement relativisé par la capacité d'autofinancement. En effet, contrairement au levier, la capacité de remboursement n'est jamais une variable significative. Cela dit, on ne retrouve pas les bénéfices attendus de l'endettement (*supra*) puisque, contrairement aux justifications théoriques en la matière, les résultats indiquent que la pression de la dette est plutôt de nature à contrarier la performance boursière. Enfin, l'importance relative des emplois rattachés à une stratégie strictement industrielle de développement (actif d'exploitation) ne semble pas exercer d'influence notable sur le rendement boursier comme si l'investisseur attachait plus de considération au total du capital engagé (actif économique) plutôt qu'à l'une de ses composantes aussi importante soit-elle.

Conclusion

Le pouvoir explicatif des capteurs de création de valeur est pour le moins ambigu sur 1993-1997, période de l'étude durant laquelle de telles mesures ne faisaient pas l'objet d'une aussi forte « médiatisation » qu'aujourd'hui. En effet, les résultats ne montrent pas une domination des indicateurs de valeur ajoutée économique sur les critères comptables classiques. Bien au contraire, les rendements boursiers paraissent encore sensibles à des indicateurs basiques comme la rentabilité financière, la capacité bénéficiaire, la taille ou encore le levier. Le résultat net courant paraît ainsi contenir plus d'informations sur les revenus résiduels (EVA) futurs, à l'origine des valeurs boursières actuelles, que le concept d'EVA lui-même. Enfin, compte tenu du caractère relativement

²⁵ Avec le *spread* sur actif d'exploitation comme capteur d'enrichissement, la variation des effectifs est une variable significative au seuil de 12 %.

diffus des variables susceptibles d'expliquer une perception boursière, d'autres facteurs, non comptables, mais créateurs de valeur, sont à rechercher. Il faudrait notamment tenter de tester des variables qualitatives de marché ou d'ordre stratégique (volatilité de la taille des acteurs à l'origine de fusions offensives/défensives, potentialités du secteur, structure géographique du chiffre d'affaires...) et des variables ayant un rôle à jouer sur les décisions de gestion (pression potentielle des fonds de pension, plans de stock-options, culture d'entreprise...). Plus généralement, la poursuite d'études visant à établir le pouvoir informationnel de données comptables ou stratégiques ne peut qu'améliorer la qualité des rapports d'activité que les entreprises communiquent au marché. D'un point de vue méthodologique, la procédure de contournement du β boursier, remplacé par un β interne dépendant de la structure financière, gagnerait à s'inscrire dans une logique plus fine de différenciation sectorielle. Il y a là un chantier intéressant de recherche d'une éventuelle composante économique commune à l'intérieur des facteurs de risque sur capitaux propres par branche d'activité.

Bibliographie

- Ball R., Brown P. [1968], « An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers », *Journal of Accounting Research*, Autumn.
- Baltagi B.H., *Econometric Analysis of Panel Data*, Wiley, 1995.
- Beaver W.H. [1968], « The Information Content of Annual Earnings Announcements », *Journal of Accounting Research*, supplément.
- Biddle G.C, Bowen R.M. et Wallace J.S. [1997], « Does EVA Beat Earnings? Evidence on Associations with Stock Returns and Firm Values », *Journal of Accounting and Economics*, vol. 24, December.
- Biddle G.C, Bowen R.M. et Wallace J.S. [1999], « Evidence on EVA », *Journal of Applied Corporate Finance*, vol. 12, n° 2, Summer.
- Bodie Z., Kane A., Marcus A.J., Perrakis S. et Ryan P.J. [1997], *Investments*, Irwin.

- Bowen R.M., Burgstahler D. et Daley A. [1987], « The Incremental Information Content of Accrual Versus Cash Flow », *The Accounting Review*, October.
- Brown S., Warner J. [1985], « Using Daily Stock Returns : The Case of Event Studies », *Journal of Financial Economics*, vol. 14.
- Caby J., Koehl J. [1991], « Les modèles financiers d'évaluation stratégique : une évaluation empirique », *Journées Nationales des IAE*, Clermont-Ferrand.
- Caby J., Clerc-Girard M.F. et Koehl J. [1996], « Le processus de création de valeur », *Revue Française de Gestion*, mars-avril-mai.
- Charreaux G., *Gestion financière*, Litec.
- Copeland T., Koller T. et Murrin J. [1996], *Valuation : Measuring and Managing the Value of Companies*, 2^e édition, Mc Kinsey & Co, Inc.
- Dumontier P., Labelle R. [1998], « Accounting Earnings and Firm Valuation : The French Case », *European Accounting Review*, June.
- Durand D. [1957], « Growth Stocks and the Petersburg Paradox », *Journal of Finance*, September.
- Feltham G.A., Ohlson J.A. [1995], « Valuation and Clean Surplus Accounting for Operating and Financial Activities », *Contemporary Accounting Research*, vol. 11, n° 2, Spring.
- Fisher I. [1907], *The Rate of Interest*, MacMillan.
- Fisher I. [1930], *The Theory of Interest*, MacMillan.
- Freeman R.N. [1983], « Alternative Measures of Profit Margin : An Empirical Study of the Potential Information Content of Current Cost Accounting », *Journal of Accounting Research*, Spring.
- Gajewski J.F., Quéré B. [1998], « A Differential Analysis of the Stock Market Reaction to the Publication of Interim and Final Accounting Figures : Evidences from the French Case », *Cahier de Recherche du CERAG*, n° 98-14, Université Pierre Mendès-France, Grenoble, juin.
- Gordon M.J. [1959], « Dividends, Earnings and Stock Prices », *Review of Economics and Statistics*, May.
- Hamada R.S [1972], « The Effect of the Firm's Capital Structure on the Systematic Risk of Common Stocks », *Journal of Finance*, vol. 27, n° 2.

- Harris M., Raviv A. [1991], « The Theory of Capital Structure », *Journal of Finance*, vol. 46, n° 1, March.
- Hax A.C., Majluf N.S. [1984], *Strategic Management : An Integrative Perspective*, Prentice Hall.
- Imhoff E.A., Lobo G.J. [1984], « Information Content of Analysts Composite Forecast Revisions », *Journal of Accounting Research*, Autumn.
- Jensen M.C., Meckling W.H. [1976], « Theory of The Firm : Managerial Behavior, Agency Cost and Capital Structure », *Journal of Financial Economics*, vol. 3.
- Lev B. [1989], « On the Usefulness of Earnings and Earnings Research : Lessons From Two Decades of Empirical Research », *Journal of Accounting Research*, vol. 27, supplément.
- Lev B., Thiagarajan R [1993], « Fundamental Information Analysis », *Journal of Accounting Research*, Autumn.
- Martinez I. [1994], *La pertinence de l'information comptable dans les rendements boursiers : une étude empirique sur le marché français*, Thèse, Université de Toulouse 1.
- O'Byrne S.F. [1994], « EVA and Management Compensation », *ACA Journal*, Summer.
- O'Byrne S.F. [1996], « EVA and Market Value », *Journal of Applied Corporate Finance*, vol. 9, n° 1, Spring.
- O'Byrne S.F. [1999], « EVA and its Critics », *Journal of Applied Corporate Finance*, vol. 12, n° 2, Summer.
- Olhson J.A. [1990], « A Synthesis of Security Valuation Theory and the Role of Dividends, Cash Flows and Earnings », *Contemporary Accounting Research*, vol. 6, n° 2, July.
- Olhson J.A. [1995], « Earnings, Book Values and Dividends in Equity Valuation », *Contemporary Accounting Research*, vol. 11, n° 2, Spring.
- Peterson P.P. et Peterson D.R. [1996], « Company Performance and Measures of Value Added », *The Research Foundation of the Institute of Chartered Financial Analysts*.
- Rappaport A. [1986], *Creating Shareholder Value : The New Standard for Business Performance*, Free Press.

Scholes M., Williams J. [1977], « Estimating Betas from non Synchronous Data », *Journal of Financial Economics*, vol. 5.

Sepe J. [1982], « The Impact of the FASB's 1974 GPL Proposal on the Security Price Structure », *The Accounting Review*, July.

Stewart G.B. [1991], *The Quest for Value*, Harper Business.

Stewart G.B. [1994], « EVA : Fact and Fantasy », *Journal of Applied Corporate Finance*, vol. 7, n° 2, Summer.

Williams J.B. [1938], *The Theory of Investment Value*, Harvard University Press.

Annexe – Rendement anormal et variables explicatives testées d'après une structure financière reconstituée avec des valeurs marchandes : résultats selon trois mesures d'enrichissement

Variable dépendante RAN_F (%)			
Méthode d'estimation <i>Fixtwo</i> ; nombre de données $70 \times 3 = 210$			
	Régression 1	Régression 2	Régression 3
	<i>Spread</i> sur AEC	Taux de profit et coût du capital	Rentabilité financière
R^2	0,5503	0,5518	0,5633
1) Constante	656,88 *	626,50 *	594,43 *
2) Mesures d'enrichissement			
• $R_E^{EVA}(1-\tau) - k$ (%)	0,012		
• R_E^{EVA} (%)		- 0,180	
• k (coût du capital) (%)		3,585	
• R_f (part du groupe) (%)			0,615 **
3) Critères de taille et de croissance			
• Variation du CAHT (%)	- 0,061	- 0,053	- 0,109
• $\ln AEC_{EVA}$	- 102,90 *	- 101,95 *	- 97,33 *
• Variation AEC_{EVA} (%)	1,157 *	1,178 *	0,989 *
• Variation des effectifs (%)	- 0,231	- 0,224	- 0,171
4) Variables structurelles			
• AEX_{EVA} / AEC_{EVA} (%)	- 0,533	- 0,558	- 0,394
• Levier (L)	- 29,92 *	- 28,01 **	- 25,16 **
• Capacité de remboursement	- 0,871	- 0,787	- 0,432

* Significatif au seuil de 1 %.

** Significatif au seuil de 5 %.