

**Responsabilité sociale et rendements boursiers :
une relation négative ?**

Jean-Marie Cardebat

Maître de Conférence
LARE-efi
Université Montesquieu – Bordeaux IV
Av Léon Duguit 33600 Pessac – France
Tel. +33 (0) 5 56 84 29 03
Fax. +33 (0) 5 56 84 85 34
e-mail : cardebat@u-bordeaux4.fr

Nicolas Sirven

Research Associate
VHI – St Edmund’s College
University of Cambridge
CB1 0BN Cambridge – England
Tel.+44 (0) 1223 728 763
Fax. +44 (0) 1223 762 822
e-mail: ns399@cam.ac.uk

Résumé : Cette étude s’appuie sur le Modèle d’évaluation des actifs financiers (MEDAF) pour analyser l’influence de la responsabilité sociale des entreprises (RSE) sur leur performance boursière. L’indice de RSE indique si la firme i a publié un rapport social à l’année t . A partir de données de panel pour 214 firmes européennes entre 2000 et 2005, notre étude révèle une relation négative et significative entre cet indice et le taux de retour sur valeur boursière, même après avoir (i) contrôlé par la taille des firmes, le secteur d’activité et le pays d’implantation ou encore le PER, et (ii) corrigé le biais de multicolinéarité entre RSE et taille des entreprises.

Mots clefs : Responsabilité sociale, performance financière, données de panel

Abstract : Using a Capital Asset Pricing Model (CAPM) for panel data, this study investigates the influence of corporate social responsibility (CSR) on financial performance, for 214 European firms between 2000 and 2005. The CSR index reveals whether or not the firm published a social report for year t . Statistical evidence shows that this index is negatively and significantly associated with the expected return on the capital asset, even after (i) controlling for size, sector and country specific effect or PER, and (ii) correcting for size-CSR multicollinearity bias.

Key words: Corporate Social Responsibility, Financial Performance, Panel Data

JEL Classification : M14, G12, C33

± 6000 mots

1. Introduction

Dans l'intitulé d'un article resté célèbre, M. Friedman (1970) évoque en ces termes la responsabilité sociale des entreprises : « The social responsibility of business is to increase its profits ». La vision de la responsabilité sociale est aujourd'hui nettement plus vaste, ajoutant aux impératifs économiques, les préoccupations environnementales et sociétales. Il reste cependant difficile de croire que les entreprises ne trouvent aucun intérêt financier à investir dans la responsabilité sociale (McWilliams & Siegel, 2001 ; McWilliams et al., 2006). Mais le lien entre performance financière et performance sociale n'est sans doute pas univoque.

D'un point de vue théorique, Preston & O'Bannon (1997) détaillent les différentes interactions possibles entre profit et responsabilité sociale des entreprises (RSE). Deux approches principales prédominent et justifient un lien positif entre performance financière et performance sociale. La première postule une hausse du profit du fait d'une augmentation de la productivité totale des facteurs. La seconde justifie une hausse du profit par les gains en termes d'image. En renversant le sens de causalité, une relation positive peut également s'expliquer par ce que seules les firmes engrangeant des profits élevés peuvent se permettre le luxe d'une politique de responsabilité sociale. Enfin, on ne peut pas exclure l'idée d'une relation négative. La recherche à tout prix de bons résultats financiers pour satisfaire les actionnaires à court terme se ferait alors au détriment des engagements sociaux de l'entreprise. Face à cette incertitude théorique, que disent les études empiriques ?

La littérature empirique révèle dans son ensemble, une relation ambiguë entre les variables de responsabilité sociale et de performance financière. D'une étude à l'autre, les auteurs mettent en évidence des corrélations positives, négatives ou encore une absence de corrélation¹. Margolis & Walsh (2001) fournissent un résumé très intéressant de cette littérature avec la recension de 95 études entre 1972 et 2000. Même si une méta-analyse montre qu'une majorité d'études conclue à une relation positive (cf. Orlitzky, Schmidt & Rynes, 2003 ; Allouche & Laroche, 2006), il existe quand même des difficultés à corroborer l'existence d'une relation univoque. Les résultats sont en fait très dépendants de la grande diversité des données et des méthodes économétriques utilisées.

Ainsi, Griffin & Mahon (1997) mettent en avant l'utilisation de plus de 57 variables différentes de performance financière dans la littérature empirique. Concernant la mesure de la performance sociale, quatre grands indicateurs peuvent être identifiés : (1) l'analyse de contenu de rapports annuels (Bowman & Haire, 1975), (2) l'utilisation d'indices de réputation à l'image du *Fortune Corporate Reputation Index* (Griffin & Mahon, 1997), (3) l'utilisation de données produites par des organismes de mesures spécialisés, comme l'indice KLD par exemple (McWilliams & Siegel, 2000), et (4) l'utilisation de données primaires, à travers le recueil de mesures perceptuelles issues d'enquêtes par questionnaires (Theo, Welsh & Wazzan, 1999).

Cette hétérogénéité dans la mesure des concepts rend difficile la comparabilité des résultats. Le problème est encore accentué par les diverses méthodes statistiques employées. L'utilisation d'analyses multivariées (analyse factorielle, classification automatique, etc.) a

¹ cf. par exemple Jones & Wicks (1999); Donaldson (1999); Berman et al. (1999); Roman, Hayibor & Agle (1999); McWilliams & Siegel (2001); Johnson (2003); Margolis & Walsh (2003); Orlitzky, Schmidt & Rynes (2003); Salzmann, Ionescu-Somers & Steger (2005).

été rapidement supplantée par les modèles d'analyses de portefeuille utilisant des régressions multiples. Toutefois, plusieurs limites méthodologiques sont à relever. Elles tiennent souvent à la qualité des échantillons : taille limitée, absence de dimension internationale ou encore absence de dimension temporelle. Un autre problème peut provenir d'un manque de variables de contrôle, en particulier concernant l'hétérogénéité des secteurs d'activités. Car, pour accroître la taille des échantillons, les études se basent fréquemment sur des données intersectorielles afin d'augmenter le nombre d'observations. Or, Wokutch et Spencer (1987) critiquent cette méthodologie parce que le concept de responsabilité sociale est, par définition, contingent au contexte économique, social, politique et juridique au sein duquel évolue l'entreprise. C'est pourquoi Stanwick & Stanwick (1998) conseillent de systématiser l'emploi de variables de contrôle dans les régressions telles que le secteur d'activité, mais aussi la taille des entreprises. Par ailleurs, des échantillons constitués uniquement d'entreprises de très grande taille induisent souvent des distributions particulières qui peuvent biaiser l'estimation par MCO (Salam, 2005).

Notre travail s'inscrit dans cette littérature empirique et tente de dépasser au mieux les limites évoquées précédemment. A cette fin, notre échantillon intègre à la fois une dimension en coupe sur 214 entreprises de six pays européens et offre donc un cadre international, mais également une dimension temporelle avec un suivi des rapports de responsabilité sociale sur 6 ans entre 2000 et 2005. Nous focalisons notre attention sur les rapports ayant un réel contenu social, afin de prendre en compte l'idée que l'amélioration des rapports sociaux dans l'entreprise peut accroître la productivité et donc la performance financière². La modélisation économétrique se fait dans le cadre éprouvé du modèle d'évaluation des actifs financiers (MEDAF) dans lequel nous intégrons un certain nombre de variables de contrôle. Une attention particulière est accordée à la taille des entreprises. Fama & French (1992) ont en effet montré l'importance de cette variable dans l'évaluation des actifs. En outre, la taille est généralement corrélée avec l'occurrence des politiques de responsabilité sociale (McWilliams et Siegel, 2001). Un traitement économétrique adéquat de ces relations est donc nécessaire. Ainsi, nous espérons, grâce à une base de données originale et à des techniques économétriques appropriées, apporter un nouvel éclairage sur la relation entre performance boursière et responsabilité sociale des entreprises.

L'articulation de cet article est la suivante : la base de données utilisée et la méthode économétrique pour données de panel sont respectivement présentées dans les deux prochains points. Le quatrième point expose nos différents résultats, qui sont ensuite discutés dans le cinquième point avant de dresser une conclusion générale de l'étude.

2. Données et statistiques descriptives

L'analyse empirique menée dans cette étude est effectuée à partir de données de panel portant sur six pays – France, Allemagne, Royaume-Uni, Espagne, Suède et Danemark – et couvrant la période 2000-2005. La dimension en coupe est importante avec 214 firmes multinationales cotées en bourse dont le nombre d'employés est au moins de 1000 individus et dont le siège social est établi dans l'un des six pays retenus.

La performance financière des firmes est évaluée à partir du cours moyen de l'action sur la période. On retient aussi les valeurs des indices de marché sur les différentes places (DAX,

² Il s'agit ici d'intégrer la dimension « salaire d'efficience » dans une optique « don-contre-don » (Akerlof, 1982). Plusieurs rapports n'ont qu'une optique environnementale et élude de fait ce mécanisme.

CAC40 et IBEX35 respectivement pour l'Allemagne, la France et l'Espagne, FTSE100 pour le Royaume Uni et OMX20 pour les pays scandinaves). Enfin, les taux d'intérêt pour chaque zone monétaire sont les taux courts à un mois (Euribor pour la zone Euro, Libor à Londres, Cibor à Copenhague et Stibor à Stockholm). Les données journalières sont obtenues à partir de *Datastream* et permettent de calculer la valeur annuelle moyenne des taux d'intérêt.

En ce qui concerne l'information sociétale des firmes, rappelons qu'une hypothèse habituelle dans ce domaine suggère que les efforts des entreprises en matière de RSE sont essentiellement motivés par une question d'image, laquelle pouvant avoir à terme un impact sur la demande de titres et la performance financière de la firme. Dans ce cadre, on peut défendre l'idée que la communication des firmes autour de la RSE joue un rôle certainement plus important que la mise en œuvre elle-même d'une telle politique. C'est pourquoi, parmi l'ensemble des choix méthodologiques possibles, une attention particulière a été portée à la *visibilité* des firmes en matière de RSE. Autrement dit, il s'agit moins de savoir si la firme s'inscrit effectivement dans une démarche de RSE que de mesurer sa capacité à transmettre son information sociétale auprès du public.

La démarche consiste donc à observer la firme de l'extérieur et non pas de tenter de pénétrer les rouages de l'organisation. Dans cette optique, le site www.corporateregister.com s'est rapidement imposé comme une source incontournable d'information. En effet, ce site recensait fin 2006, près de 13000 rapports non financiers provenant de plus de 3350 entreprises dans 89 pays. Ces rapports renseignent sur les activités – au sein ou à l'extérieur – de la firme dans les domaines de l'environnement, du social, du développement durable, etc. Outre la disponibilité des rapports en ligne, la particularité de ce site consiste à donner pour chaque firme recensée dans ses archives, une fiche de synthèse concernant le nombre de rapports disponibles, la nature de leur contenu (RSE, environnement, etc.), et leur date de parution.

Sur le plan méthodologique, il est aisé de comptabiliser, pour chaque entreprise, combien de rapports concernant les aspects sociaux ont été publiés entre 2000 et 2005. Précisons que seuls les rapports proposant une dimension sociale ont été retenus. Au total, 352 rapports ont été publiés par les 214 firmes de notre échantillon sur les six années d'observation³. Il est ainsi possible de créer une variable dichotomique concernant la RSE. Les firmes ayant publié un rapport contenant de l'information sociétale de manière significative et disponible sur le site www.corporateregister.com durant l'année t obtiendront le score 1, les autres 0. Le Tableau 1 indique une forte progression de la RSE sur la période, avec en 2005, près d'une entreprise sur deux (47,6%) qui produit un rapport dédié à ce thème.

³ Il est important de noter que les entreprises qui ne sont pas recensées sur le site www.corporateregister.com seront considérées comme ne déclarant aucune pratique de RSE, au même titre que celles qui sont recensées mais n'ont pas publié de rapport. Cette option méthodologique se fonde sur l'hypothèse de rationalité qui stipule qu'une firme désireuse d'améliorer son image en termes de RSE supporte un coût d'opportunité important à ne pas être présente sur le plus grand site internet mondial dédié à ce thème.

Tableau 1: Evolution de l'indice de RSE entre 2000 et 2005^(a)

	N	%	2000	2001	2002	2003	2004	2005
RSE (%)			6,54	13,08	20,09	35,05	42,06	47,66
Par taille								
Grande ^(b)	110	51,4	9,1	18,2	28,2	46,4	51,8	61,8
Petite	104	48,6	3,8	7,7	11,5	23,1	31,7	32,7
Par activité								
Secteur 1	38	17,8	7,9	21,1	23,7	47,4	52,6	57,9
Secteur 2	64	29,9	9,4	14,1	12,5	31,3	31,3	40,6
Secteur 3	112	52,3	4,5	9,8	23,2	33,0	44,6	48,2
dont TIC	15	7,0	0,0	6,7	13,3	33,3	40,0	53,3
Par pays								
R.-U.	69	32,2	7,2	18,8	29,0	42,0	47,8	55,1
France	59	27,6	6,8	8,5	15,3	32,2	42,4	49,2
Allemagne	55	25,7	7,3	14,5	14,5	23,6	32,7	29,1
Suède	18	8,4	5,6	5,6	22,2	44,4	44,4	55,6
Espagne	9	4,2	0,0	0,0	11,1	55,6	66,7	88,9
Danemark	4	1,9	0,0	25,0	25,0	25,0	0,0	25,0

(a) Chiffres en pourcent, sauf indication contraire. (b) Nbr. d'employés ≥ 10.000.

Enfin, des variables de contrôle comme la taille de la firme ou son secteur d'activité sont retenues. Plusieurs variables peuvent être utilisées pour la taille des firmes, comme le chiffre d'affaires, la capitalisation boursière, ou le nombre d'employés dans l'entreprise. Traditionnellement, l'on retient une variable de taille basée sur la valorisation boursière des firmes afin de construire une variable dite SMB (*Small minus Big*)⁴. Dans cette étude, nous retenons également comme indicateur de taille le nombre d'employés à cause de son pouvoir discriminant. En effet, la répartition du nombre d'employés est particulièrement inégale puisque les deux tiers de la main d'œuvre de l'échantillon sont répartis dans seulement 20% des firmes⁵. Pour le secteur d'activité, plusieurs dichotomies ont été envisagées (secteurs à risque, secteurs à forte intégration internationale, secteur des TIC -Technologies de l'information et des communications- compte tenu des turbulences boursières subies par ces secteurs en début de période, etc.) mais la plus pertinente au niveau statistique s'est avérée être la plus simple : primaire, secondaire et tertiaire, avec cependant l'inclusion d'une variable supplémentaire TIC. Notons pour finir que des variables muettes concernant le pays d'implantation du siège de la firme sont également disponibles.

On remarque immédiatement dans le Tableau 1, la différence entre les entreprises de plus de 10.000 employés et les autres ; ces dernières étant systématiquement moins nombreuses à présenter des rapports RSE que les grandes firmes. Nous verrons plus bas que la taille de la firme peut en effet être un des déterminants de la RSE. Par ailleurs, La répartition de l'indice de RSE par secteur est relativement homogène si l'on compare aux profondes inégalités par pays. Ainsi, il apparaît que le Royaume Uni, la France et la Suède ont vu les firmes

⁴). Il s'agit de séparer en deux groupes, suivant la médiane, les entreprises selon leur valorisation boursière. On calcul alors le rendement moyen des petites firmes et celui des grandes firmes puis on en fait la différence pour chaque période. Cela donne la prime de rendement liée à la taille des firmes puisque qu'empiriquement les firmes de taille plus réduite sont censées avoir des rendements plus élevés (Fama et French, 1992).

⁵ La taille n'est disponible que pour l'année 2005, mais il s'agit d'une variable structurellement stable dans le court terme.

implantées sur leur territoire accroître leur intérêt dans la RSE à un rythme important. La faiblesse de l'indice de RSE pour le Danemark contraste avec l'idée qu'on pourrait se faire des pays scandinaves, surtout si l'on garde en tête la performance de la Suède. Néanmoins, le faible nombre d'observations pour le Danemark (quatre firmes seulement) amène à nuancer le propos. Les chiffres pour l'Allemagne en revanche semblent plus robustes à interpréter (avec 55 firmes sur 214) ; on observe un indice de RSE en progression faible par rapport au Royaume-Uni, à la France et à la Suède. Mais c'est visiblement l'Espagne qui a connu la croissance la plus forte avec 88,9% de firmes implantées sur place qui proposent un rapport de RSE en 2005, alors qu'aucun n'était recensé en 2000.

3. Procédure d'estimation

Le point de départ de notre modélisation économétrique est le MEDAF dans une version ex post⁶. Depuis les travaux pionniers de Sharpe (1964) et Lintner (1965), notamment, ce modèle reste à ce jour un des plus utilisés et certainement le plus connu. En plus de quarante ans ce modèle a bien sûr essuyé nombre de critiques, mais chaque modèle d'évaluation d'actifs financiers présente ses faiblesses (Campbell, 2000). Le grand intérêt du MEDAF réside dans son caractère évolutif dans la mesure où l'addition de certaines variables vient renforcer le pouvoir explicatif du seul bêta. C'est dans cette optique que nous envisageons l'utilisation du MEDAF. A savoir qu'il s'agit d'une base éprouvée à laquelle nous rajoutons d'autres variables potentiellement explicatives de l'évolution des cours des titres. En particulier, nous ajoutons dans la régression une variable de responsabilité sociale des entreprises ainsi que des variables de contrôle qui répondent en partie aux critiques usuelles adressées au MEDAF. La forme générale du modèle est donc la suivante :

$$(r_{it} - rf_{it}) = c + \beta_1 \cdot (rp_{it} - rf_{it}) + \beta_2 \cdot rse_{it} + \sum_{k=3}^K \beta_k \cdot \text{contrôle}_{kit} + u_{it}, \quad (1)$$

avec $i = 1, \dots, 214$ pour désigner les firmes ; $t = 1, \dots, 6$ pour désigner les années (de 2000 à 2005) ; r_{it} , est le taux de rendement mensuel moyen du cours boursier de l'entreprise i pour l'année t ; rf_{it} , est le taux d'intérêt correspondant à la nationalité de l'entreprise i pour l'année t ; c , est une constante ; rp_{it} , est le taux de rendement mensuel moyen du marché correspondant à la nationalité de l'entreprise i pour l'année t ; rse_{it} , est une variable muette prenant la valeur 1 si la firme i a publié un rapport de responsabilité sociale l'année t et 0 sinon ; contrôle_{kit} , est la $k^{\text{ième}}$ variable de contrôle pour la firme i à la date t . Il s'agit de variables muettes (pays, secteurs) et de variables quantitatives (taille de l'entreprise mesurée de façon traditionnelle par la variable SMB ou par le nombre d'employés⁷) ; u_{it} , est un terme d'erreur. Il est à noter qu'avec la considération de cette dernière variable (taille), nous prenons en compte l'une des principales limites du MEDAF issues de la littérature dites « des

⁶ Basé sur la chronique des prix passés et non sur des anticipations ex ante de cours.

⁷ La taille suivant le nombre d'employés et suivant la valorisation boursière des entreprises est fortement corrélée. L'utilisation de ces deux variables peut donc sembler redondante. Cependant, la valorisation boursière répond à une logique strictement financière et classique dans la littérature découlant du MEDAF en permettant le calcul de la variable SMB. Le nombre d'employés est intéressant car il est censé être corrélé avec la responsabilité sociale des entreprises. Nous utiliserons ainsi les deux variables de taille et dans le dernier cas nous mettrons en place une procédure d'estimation particulière afin d'évacuer le biais lié à la corrélation entre nombre d'employés et responsabilité sociale des entreprises.

anomalies »⁸. Nous espérons ainsi avoir une base solide nous permettant d'estimer correctement l'effet « responsabilité sociale », qui est celui qui nous intéresse *in fine*, sur l'évolution des cours boursiers.

C'est au niveau du terme d'erreur que s'exprime l'hétérogénéité des observations. Car, si l'on peut admettre une certaine homogénéité dans le temps du comportement des firmes⁹, ce n'est guère réaliste d'une firme à l'autre¹⁰. Il existe certainement des caractéristiques non contrôlées ici et peu ou pas observables qui expliquent une hétérogénéité entre les firmes au-delà même des différences d'appartenances sectorielles, de taille, etc. L'économétrie des données de panel permet de prendre en compte cette hétérogénéité et répond ainsi à une critique habituelle concernant la plupart des travaux empiriques antérieurs.

Dans ce cas, le terme d'erreur a une forme particulière : $u_{it} = \eta_i + \varepsilon_{it}$, qui inclut les caractéristiques individuelles inobservables (η_i) ainsi qu'une erreur idiosyncratique de type bruit blanc (ε_{it}). L'effet spécifique (noté η_i) peut alors être modélisé comme un effet fixe ou un effet aléatoire. La modélisation par effet fixe se justifie si chaque entreprise en tant que telle nous intéresse¹¹. Ce n'est pas vraiment le cas dans notre problématique où l'analyse de l'évolution du cours boursier nous intéresse moins que l'impact global de la RSE sur cette variable. En outre, le modèle à effets fixes convient plutôt à des échantillons exhaustifs qu'à un échantillon de firmes tirées dans une population bien plus vaste, comme c'est le cas ici.

Le modèle à effets aléatoires semble alors plus indiqué pour notre étude dans la mesure où il n'admet pas les critiques précédentes. En revanche, lorsque le terme d'erreurs u_{it} est constitué de deux éléments aléatoires (η_i et ε_{it}), ceux-ci ne peuvent pas être ajoutés mécaniquement à la constante sous la forme de variables muettes. Dans ce cas, l'hétérogénéité inobservée est prise en compte au niveau de la variance de la perturbation. Dès lors, un problème de corrélation entre les variables explicatives et les effets spécifiques à chaque firme peut se présenter. Dans ce cas, les estimateurs ne sont plus convergents et l'on préférera – malgré ses limites ici – le modèle à effets fixes à celui à effets aléatoires. Le test statistique d'Hausman permet de savoir si oui ou non ce problème de corrélation entre les effets spécifiques et les variables explicatives se pose. Ce sont donc les résultats de ce test qui valident finalement le choix d'un modèle à effets fixes ou à effets aléatoires.

4. Résultats des estimations

La première étape de l'estimation du MEDAF étendu à l'influence de la RSE consiste à introduire les variables explicatives l'une après l'autre dans le modèle de base. Ce dernier (noté Modèle 1) est uniquement composé à droite d'une constante et du rendement de marché. On introduit progressivement la taille de la firme (Modèle 2), le secteur d'activité de la firme (Modèle 3), l'indice de RSE (Modèle 4) et des variables de contrôle renseignant sur le pays où est implanté le siège de la firme (Modèle 5). Une dernière estimation du Modèle 5 est effectuée sans la variable de taille (Modèle 6), pour des raisons expliquées plus bas.

⁸ Nous ne disposons pas ici du *book to market*, de sorte que nous ne pouvons pas estimer strictement le modèle à trois facteurs de Fama et French (1992).

⁹ Sur la courte période uniquement cependant, mais notre échantillon a une dimension temporelle réduite. Cela justifie que nous nous centrons essentiellement sur la prise en compte de l'hétérogénéité individuelle.

¹⁰ Surtout lorsque l'on considère des firmes aussi différentes, en termes de : taille, pays, secteurs, etc.

¹¹ Pour plus de précisions techniques sur ces aspects économétriques, il est utile de se reporter à la littérature correspondante (par exemple : Baltagi, 1995).

Les résultats sont présentés dans le Tableau 2 lorsque la taille de la firme est repérée par le nombre d'employés et dans le tableau 2' lorsque la taille est représentée par la variable SMB. Les résultats entre ces deux procédures sont qualitativement identiques. On constate que le choix d'un modèle à effets aléatoires est justifié puisque le test de Hausman incite à ne pas rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'effets fixes dans chacune des estimations. D'une manière générale, la qualité des estimations est bonne puisque quelle que soit la spécification du modèle, le pourcentage de variance expliquée (R^2 ajusté) est stable et supérieur à 50%. Les résultats du test de Fisher (F-stat) confirment systématiquement la bonne qualité des estimations. Le pouvoir explicatif du modèle est donc très convenable pour une étude où, rappelons-le, la dimension en coupe est importante.

Ces résultats satisfaisants sont essentiellement dus à l'influence de la variable « Rendement de marché » dans les régressions. Elle est en effet très significative ($<1\%$) dans les six estimations et, conformément à la théorie, évolue conjointement avec le rendement des actions des 214 firmes – un test de Wald permet de montrer que le coefficient associé à cette variable est asymptotiquement équivalent à un dans chacune des estimations. En somme, le modèle développé ici permet de garantir une grande stabilité des estimations (faible variabilité des R^2 ajustés, peu ou pas de modification de la significativité des variables explicatives, etc.).

Bien que le « Rendement du marché » explique à lui seul la majeure partie de la variance de la performance financière des firmes, les autres variables explicatives ont néanmoins une influence significative dans le modèle. On observe ainsi un meilleur taux de rendement des titres pour les firmes dans le secteur d'activité secondaire, alors que celles évoluant sur le marché des TIC accusent des performances boursières inférieures à celles des autres secteurs. Ce résultat s'explique en grande partie par la nette dégradation des performances boursières en début de période (entre 2000 et 2001) du secteur des TIC due à l'éclatement de la bulle sur les valeurs internet et plus largement sur les valeurs liées aux TIC, voire aux nouvelles technologies dans leur ensemble. Par ailleurs, les firmes dont le siège social est situé en France ou en Allemagne, semblent jouir d'une évolution du cours des actions plus favorable que les autres (Modèles 5, 5' et 6). Conformément aux travaux de Fama et French (1992), la taille des firmes est négativement et significativement associée à la performance financière. On note en effet une prime positive de rendement pour les firmes de petites (small) avec la variable SMB dont le coefficient est positif, tandis que le nombre d'employés est associé négativement au rendement des titres. Enfin, les Modèles 4, 4', 5, 5' et 6 montrent que la firme produisant un rapport de RSE dans l'année accuse une baisse du rendement moyen mensuel de ses actions comprise entre 0,4% et 0,5% environ.

Toutefois, l'interprétation des résultats à ce stade est encore précoce parce qu'un biais important pourrait provenir de la coexistence dans les Modèles 4 et 5 des variables de taille et de RSE. Le tableau 1 montrait en effet que les firmes de grande taille ont pour chaque année, un indice de RSE supérieur aux entreprises de moins de 10 000 employés. On peut alors suspecter un problème de multicollinéarité dans les estimations puisque les variables « RSE » et « Taille » sont susceptibles d'apporter une information commune.

Tableau 2 : Estimations MCQG^(a) des déterminants de la performance financière^(b) des FMN en Europe entre 2000 et 2005

Variable	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4		Modèle 5		Modèle 6	
	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.
Constante	0,005**	3,999	0,006**	4,390	0,007**	4,659	0,008**	5,198	0,005**	2,696	0,005*	2,569
Rendement de marché	0,982**	28,386	0,983**	28,378	0,985**	28,267	1,000**	28,196	0,987**	27,603	0,990**	27,758
Taille (Nbr. employés)			-2,9e-08**	-2,966	-3,3e-08**	-3,345	-2,4e-08*	-2,373	-3, 2e-08**	-3,111		
Secteur secondaire					0,005*	2,404	0,005**	2,693	0,005**	2,945	0,004*	2,259
Secteur TIC					-0,012**	-4,189	-0,012**	-4,252	-0,012**	-4,717	-0,013**	-4,972
RSE							-0,005**	-2,957	-0,004*	-2,295	-0,005**	-2,776
Allemagne									0,004*	2,392	0,003*	1,974
France									0,006**	3,438	0,006**	3,265
R ²	0,512		0,513		0,519		0,522		0,526		0,525	
R ² ajusté	0,512		0,512		0,518		0,520		0,523		0,522	
F-stat. (Prob.)	1301,773	(0,000)	653,141	(0,000)	334,601	(0,000)	270,082	(0,000)	195,562	(0,000)	227,311	(0,000)
Haussman Test (Prob.)	0,160	(0,689)	0,205	(0,650)	0,332	(0,564)	1,226	(0,542)	1,818	(0,403)	1,135	(0,567)
Wald Test ^(c) (Prob.)	0,283	(0,595)	0,253	(0,615)	0,192	(0,661)	0,000	(0,996)	0,133	(0,716)	0,086	(0,770)
Obs. × Periods	1214		1214		1214		1214		1214		1214	

(a) Random effects panel data model, Swamy and Arora estimator of component variances, White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected). (b) Variable dépendante: taux de retour mensuel moyen sur valeur boursière. (c) Test de contrainte sur le coefficient β_1 associé à « Rendement de marché » avec $H_0: \beta_1=1$. N.B. ** Significatif à moins de 1%, * Significatif à moins de 5%.

Tableau 2' : Estimations MCQG^(a) des déterminants de la performance financière^(b) des FMN en Europe entre 2000 et 2005

Variable	Modèle 2'		Modèle 3'		Modèle 4'		Modèle 5'	
	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.	Coeff.	t-stat.
Constante	0,001	0,762	0,001	0,440	0,003	1,847	0,000	0,914
Rendement de marché	1,052**	26,030	1,053**	25,990	1,061**	26,069	1,047**	25,615
Taille (SMB)	0,944**	4,314	0,968**	4,332	0,882**	3,873	0,858**	3,772
Secteur secondaire			0,004*	1,966	0,004*	2,264	0,004*	2,328
Secteur TIC			-0,011*	-2,400	-0,012**	-2,579	-0,013**	3,063
RSE					-0,004**	-2,593	-0,004*	-2,133
Allemagne							0,003*	2,010
France							0,006**	3,223
R ²	0,520		0,524		0,525		0,528	
R ² ajusté	0,519		0,522		0,523		0,526	
F-stat. (Prob.)	671,802	(0,000)	340,076	(0,000)	273,822	(0,000)	197,458	(0,000)
Haussman Test (Prob.)	0,039	(0,980)	0,050	(0,975)	0,051	(0,997)	0,295	(0,961)
Wald Test ^(c) (Prob.)	1,706	(0,192)	1,733	(0,188)	2,220	(0,136)	1,394	(0,238)
Obs. × Periods	1243		1243		1243		1243	

(a) Random effects panel data model, Swamy and Arora estimator of component variances, White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected). (b) Variable dépendante: taux de retour mensuel moyen sur valeur boursière. (c) Test de contrainte sur le coefficient β_1 associé à « Rendement de marché » avec $H_0: \beta_1=1$. N.B. ** Significatif à moins de 1%, * Significatif à moins de 5%.

Tableau 3: Modèle 5 avec correction du biais de taille^(a, b)

<i>Variable</i>	Coeff.	Ecart-type	t-stat.	Prob.
Constante	0,004*	0,002	2,430	0,015
Rendement de marché	0,987**	0,036	27,607	0,000
Taille (Nbr. Employés)	-3,8e-08**	1,0e-08	-3,855	0,000
Secteur secondaire	0,005**	0,002	2,943	0,003
Secteur TIC	-0,012**	0,003	-4,719	0,000
RSE (résid.) ^(d)	-0,004*	0,002	-2,301	0,022
Allemagne	0,004*	0,002	2,391	0,017
France	0,006**	0,002	3,438	0,001
R ²	0,526			
R ² ajusté	0,523			
F-stat. (Prob.)	195,568	(0,000)		
Haussman Test (Prob.)	1,812	(0,404)		
Wald Test ^(c) (Prob.)	0,132	(0,716)		
Obs. × Periods	1214			

Tableau 3bis : Régression Logistique de l'indice de RSE sur la taille des firmes

	Coeff.	Ecart-type	t-stat.	Prob.
Constante	-1,021	0,076	-16,016	0,000
Taille (Nbr. Employés)	7,56E-06	1,27e-06	5,949	0,000
LR-stat (Prob.)	37,612	(0,000)		
Obs.	1284			

(a) Random effects panel data model, Swamy and Arora estimator of component variances, White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected). (b) Variable dépendante : taux de retour mensuel moyen sur valeur boursière. (c) Test de contrainte sur le coefficient associé à « Rendement de marché » avec $H_0: \beta_1=1$. (d) RSE (résid.) correspond aux résidus estimés du modèle Logit Binaire présenté dans le tableau 3bis. (e) Variable dépendante : RSE. N.B. ** Significatif à moins de 1%, * Significatif à moins de 5%.

Afin de s'affranchir de ce biais, on peut vouloir retirer la variable « Taille » des estimations, comme dans le Modèle 6. Dans ce cas, l'influence de la RSE est significative (à 1,4%), mais on se prive alors d'une variable de contrôle importante. Une autre façon consiste à « purger » la variable de RSE de l'effet de taille. Pour cela, on mène une régression de RSE sur une constante et la taille des firmes et l'on conserve les résidus de l'estimation. Ces derniers s'interprètent comme une variable contenant l'information relative à la RSE qui n'est pas expliquée par la taille des entreprises. Techniquement, on peut vouloir utiliser un modèle à choix qualitatif (Logit ou Probit) puisque l'indice de RSE est une variable binaire. Par ailleurs, comme la taille n'est disponible que pour une seule période, la régression concernera des données en coupe (*pool estimation*), c'est-à-dire qu'on va régresser l'indice de RSE sur les valeurs de taille reproduites pour les six années. Cette méthodologie intuitive n'est certainement pas sans risques, mais elle est néanmoins assez souvent utilisée dans des travaux rencontrant ce type de problème (cf. Cameron & Trivedi, 2005).

Les résultats de la correction du biais de taille dans le Modèle 5 à partir d'une estimation Logit de l'indice de RSE sont donnés dans le Tableau 3. On remarque tout d'abord la présence d'une corrélation positive et significative entre l'indice de RSE et la taille des

firmes, conformément à l'hypothèse initiale. La correction du biais est donc légitime et donne par ailleurs des résultats comparables aux résultats précédents. Le Tableau 3 indique en effet un R^2 ajusté de 0,521 et les variables explicatives ont des coefficients comparables (signes, valeur, significativité) aux Modèles 5 et 6. Ainsi, les valeurs de l'indice de RSE sont significativement et négativement associées au rendement des actions des firmes, même lorsqu'on prend en compte le biais de taille.

5. Portée et limites de l'étude

Le fait marquant de cette étude économétrique tient à la relation négative entre la responsabilité sociale et le cours boursier des entreprises. Cette relation semble robuste puisque les cours boursiers sont purgés des influences de leurs déterminants traditionnels dans ce modèle du MEDAF. Notamment, le lien existant entre, d'une part, la taille des firmes et les cours boursiers et, d'autre part, cette même taille des firmes et leur responsabilité sociale, a été traité économétriquement.

L'élément fondamental qui tranche dans cette étude par rapport aux nombreuses études basées sur le modèle MEDAF pour expliquer l'évolution des cours boursiers est la présence d'une variable de responsabilité sociale des entreprises. La relation négative et significative, dans tous les cas de figure, montre que la publication une année donnée d'un rapport de responsabilité sociale diminue pour cette année là, toutes choses égales par ailleurs, le taux de croissance mensuel moyen du cours boursier de l'entreprise qui le publie de 0,4% à 0,50%. Annualisée, cette évolution mensuelle correspond à une réduction comprise entre 4,66% et 6,16% de la valeur du cours boursier des entreprises concernées. Cette différence de performance boursière est donc loin d'être négligeable. Faut-il en conclure que la responsabilité sociale réduit la rentabilité des entreprises ? La réponse est en fait assez complexe.

D'abord, cette étude économétrique ne permet pas de tirer des conclusions en termes de causalité. Les tests de causalité nécessitent une profondeur temporelle plus importante que celle dont nous disposons¹². Nous ne pouvons donc pas exclure a priori l'existence d'un double lien causal de la performance financière vers la responsabilité sociale. C'est à dire, que le manque de résultat financier de l'entreprise ne lui permette pas de dégager les ressources suffisantes afin de mener une politique de responsabilité sociale. Les deux sens de causalité peuvent d'ailleurs cohabiter suivant les cas.

Ensuite, on peut très bien imaginer que nos résultats ne valent pas dans le long terme. Un investissement dans une politique de responsabilité sociale peut en effet être considéré, en univers incertain, comme une assurance en termes d'image que la firme évoluant dans un secteur d'activité risqué consent à payer. Dans ce cas, la politique de responsabilité sociale ne se généralisera qu'à un nombre restreint de firmes dont l'aversion au risque d'image est élevée¹³. Dans une même logique, la politique de responsabilité sociale peut s'interpréter comme une couverture contre un risque de régulation publique plus contraignante. Auquel cas l'investissement en responsabilité sociale permettra d'éviter des lois sociales ou

¹² En effet, la plupart des tests, comme celui de Granger par exemple qui est le plus connu d'entre eux, implique de régresser deux à deux les variables concernées par l'éventualité d'un lien causal avec un nombre de retard qui peut être assez important. Or ici, avec 6 années, il est impossible de mettre en œuvre une telle procédure.

¹³ C'est notamment le cas des grandes entreprises qui véhiculent des marques fortes et dont les actifs immatériels qui y sont attachés s'évaluent en dizaine de milliards de dollars (comme pour Coca-cola par exemple).

environnementales plus strictes à terme, lois qui viendraient réduire la performance financière des firmes. Ici la responsabilité sociale permettrait donc de ne pas connaître de réduction du profit à moyen ou long terme. L'absence de profondeur temporelle suffisante dans l'ensemble des études concernant la responsabilité sociale des entreprises interdit la prise en compte économétrique de la relation de long terme entre responsabilité sociale et performance financière.

Une autre limite dans l'interprétation des résultats vient de ce que les rendements boursiers ne reflètent pas forcément parfaitement les résultats financiers. Sur des marchés largement spéculatifs, frappés d'exubérance irrationnelle¹⁴, on peut légitimement se poser cette question de l'adéquation entre performance économique et performance boursière. Ainsi, la responsabilité sociale pourrait générer de meilleurs résultats financiers sans que cela soit immédiatement reflété dans les cours boursiers. Cette critique doit cependant être nuancée dans la mesure où des mécanismes de correction opèrent à moyen - long terme. Sur une période de six années nous pensons pouvoir échapper à cette critique au moins en partie. En outre, le fait que les cours boursiers reflètent les croyances des investisseurs sur les évolutions futures de l'entreprise¹⁵ est très intéressant dans une optique de responsabilité sociale. Une baisse des cours boursiers peut donc s'interpréter comme le fait que les investisseurs ne croient pas dans l'efficacité économique des politiques de responsabilité sociale. Il s'agit donc d'une croyance, d'une prévision de la part des investisseurs et non d'un fait avéré. Le choix d'une variable « cours boursier » ajoute à la difficulté de conclure mais ajoute une dimension « croyance » très instructive qui reflète les anticipations des investisseurs sur le lien responsabilité sociale et performance économique des entreprises.

Enfin, la variable responsabilité sociale pose également problème dans notre étude. La responsabilité sociale des entreprises est ici envisagée sous l'angle de la publication ou non d'un rapport de responsabilité sociale enregistrée sur le site www.corporateregister.com. Ce choix a déjà été justifié mais ces limites doivent néanmoins être soulignées. D'une part, une politique de responsabilité sociale ne donne pas forcément lieu à publication et enregistrement d'un rapport, même s'il est vrai qu'il serait absurde pour une entreprise de faire de la responsabilité sociale sans communiquer sur ses agissements. D'autre part, l'élaboration d'un rapport et sa publication sur un site ne garantissent pas l'effectivité d'une politique de responsabilité sociale. Si les rapports ne décrivent pas une réalité concrète, il n'y a pas de raison économique pour que la publication d'un rapport ait le moindre impact, positif ou négatif, sur la performance économique et financière et donc in fine sur les cours boursiers. Cette critique s'étend à la grande majorité des études dans la mesure où peu sont capables sur un grand nombre d'entreprises et un laps de temps de plusieurs années d'apprécier précisément l'effectivité des politiques de responsabilité sociale des firmes. La méthodologie qui consiste à se baser sur les rapports fournis par les entreprises est, en outre, une méthodologie tout à fait usuelle. Elle est notamment très répandue auprès des agences de notations qui fondent leur notation essentiellement sur ces rapports.

6. Conclusion

¹⁴ Voir notamment Stiglitz (2001).

¹⁵ En effet, les investisseurs achètent des titres dont ils anticipent une hausse. En achetant un titre, ils le font mécaniquement augmenter. C'est le jeu de la loi de l'offre et de la demande. Dès lors, une hausse d'un titre signifie que les investisseurs adhèrent à la gouvernance suivie par la firme considérée.

Si l'on retient l'hypothèse selon laquelle les firmes mettent en œuvre une politique de RSE dans le but d'accroître leur performance financière, alors nos résultats semblent indiquer (du moins pour l'échantillon concerné entre 2000 et 2005 et avec toutes les limites évoquées précédemment) que cette démarche n'a pas atteint ses objectifs, au contraire. C'est en tout cas une interprétation que l'on peut tirer de la corrélation négative existant entre l'indice de RSE et le taux de retour sur la valeur boursière. Au-delà des effets dus à la conjoncture, tels que la forte baisse des marchés d'actions en début de période, on doit s'interroger à nouveau sur les raisons qui poussent les firmes à poursuivre (et pour beaucoup à intensifier) leur politique de RSE. Une hypothèse désormais usuelle serait d'avancer que les firmes évoluent dans un environnement à horizon incertain, de sorte qu'elles adoptent des comportements similaires en matière de RSE, chacune persuadée que l'autre définit une meilleure stratégie car elle possède plus d'information. Cette idée de la constitution d'un « club » amène à penser que la politique de RSE va se généraliser à l'ensemble des firmes parce qu'il y a un coût à rester en dehors du « club » (Buchanan, 1965). Dans ces conditions, qu'elle doit être la position du régulateur public ? Laisser se développer naturellement la responsabilité sociale des entreprises, avec le risque que le contenu de ces politiques ne soient pas effectif ou que les standards sociaux s'établissent a minima, ou alors légiférer et obliger les firmes à se lancer dans des politiques de responsabilité sociale au contenu concret et plus ambitieux ? C'est une question bien délicate, à laquelle se heurte notamment l'UE aujourd'hui.

Bibliographie

- Akerlof, G.A. (1982), "Labor Contracts as Partial Gift Exchange", *Quarterly Journal of Economics*, 97(4): 543-569.
- Allouche, J. & P. Laroche (2004), « Responsabilité sociale et performance financière des entreprises : une synthèse de la littérature » IAE Université Paris 1 – Panthéon-Sorbonne, Mimeo.
- Baltagi, B. (1995), *Econometric analysis of panel data*, Chichester: John Wiley & Sons (3rd Edition 2005).
- Berman S.L., A.C. Wicks, S. Kotha & T.M. Jones (1999), "Does Stakeholder Orientation Matter ? The Relationship Between Stakeholder Management Models and Firm Financial Performance", *Academy of Management Journal*, 42(3): 488-506.
- Bowman, E.H. & M. Haire (1975), "A Strategic Posture toward Corporate Social Responsibility", *California Management Review*, (18)2: 49-58.
- Buchanan, J. M. (1965), "An Economic Theory of Clubs", *Economica*, (32)125: 1-14.
- Cameron, A.C. & P.K. Trivedi (2005), *Microeconometrics. Method and Application*, Cambridge (MA): Cambridge University Press.
- Campbell, J.Y. (2000), "Asset Pricing at the Millenium", *Journal of Finance*, 55, 1515-1567.
- Donaldson, T. (1999), "Response: Making stakeholder theory whole", *Academy of Management Review* 24: 237-241.
- Fama, E.F. & K.R. French (1992), "The cross section of expected stock returns", *Journal of Finance*, 47:427-465.
- Friedman, M. (1970), "The social responsibility of business is to increase its profits", *New York Times Magazine*, September 13th.
- Griffin, J.J. & J.F. Mahon. (1997), "The Corporate Social Performance and Corporate Financial Performance Debate: Twenty-five years of Incomparable Research", *Business and Society*, 36(1):5-31.
- Johnson, H. (2003), "Does it pay to be good? Social responsibility and financial performance", *Business Horizons*, November-December : 34-40.
- Jones, T.M. & A.C. Wicks (1999), "Convergent stakeholder theory", *Academy of Management Review* 24: 206-221.
- Lintner, J. (1965), "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets", *Review of Economics and Statistics*, 47: 13-37.
- Margolis, J.D. & J.P. Walsh (2003), "Misery loves companies: rethinking social initiatives by business", *Administrative Science Quarterly*, 48: 268-305.
- McWilliams, A. & D. Siegel (2000), "Corporate Social Responsibility and Financial Performance: Correlation or Misspecification?", *Strategic Management Journal*, 21(5):603-609.
- McWilliams, A. & Siegel D. (2001), "Corporate Social Responsibility: a theory of the firm perspective", *Academy of Management Review*, 26(1):117-127.
- McWilliams A., Siegel D. & Wright P. M., (2006), "Corporate Social Responsibility: Strategic Implications", *Journal of Management Studies*, 43(1): 1-18.
- Orlitzky, M., Schmidt, F.L., & S.L. Rynes. (2003), "Corporate Social and Financial Performance: A Meta-Analysis", *Organization Studies*, 24(3): 403-441.
- Preston, L.E. & D.P. O'Bannon (1997), "The Corporate Social-financial Performance Relationship. A Typology and Analysis", *Business and Society*, 36(4): 109-125.
- Roman, R.M., S. Hayibor, & B.R. Agle (1999), "The relationship between social and financial performance", *Business and Society*, 38, 109-125.
- Salam, A. (2005), "A note on the impact of environmental performance on financial performance", *Structural Change and Economic Dynamics*, 16: 413-421
- Salzmann, O., Ionescu-Somers, A. & U. Steger (2005), "The Business Case for Corporate Sustainability: Literature Review and Research Options", *European Management Journal*, 23 (1): 27-36.
- Sharpe, W.F. (1964), "Capital Asset Prices: A theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk", *Journal of Finance*, 19: 425-442.
- Stanwick, P.A. & S.D. Stanwick (1998), "The Relationship Between Corporate Social Performance, and Organizational Size, Financial Performance, and Environmental Performance: An Empirical Examination", *Journal of Business Ethics*, 17(2): 195-204.
- Stiglitz, J.E. (2001), "Principles of Financial Regulation: A Dynamic Approach", *World Bank Observer*, 16(1): 1-18.
- Theo, S.H., I. Welsh & C.P. Wazzan, (1999), "The Effect of Socially Activist Investment Policies on the Financial Markets: Evidence from the South African Boycott", *Journal of Business*, 72(1): 35-88.
- Wokutch, R.E. & B.A. Spencer (1987), "Corporate Saints and Sinners: The Effects of Philanthropic and Illegal Activity on Organizational Performance", *California Management Review*, 29(2): 62-77.