

Risque de surinvestissement, signalisation et annonce du dividende : le cas français

Monique CALVI-REVEYRON*

Université de Savoie

Correspondance :

120, galerie de Chartreuse
73000 Barberaz
Tél. : 04.79.85.97.96
Fax. : 04.79.75.85.81
Email : monique.calvi@univ-savoie.fr

Résumé : Cet article présente les résultats d'une étude empirique réalisée sur le marché boursier français sur la réaction des cours à l'annonce de variations du dividende. Nous confrontons les hypothèses de signalisation et de surinvestissement. Le marché réagit globalement aux annonces de dividendes, mais la réaction n'est significative que pour les firmes exposées au risque de surinvestissement. De même, la sensibilité du cours boursier n'est significative que pour les firmes présentant un faible ratio de valorisation des actifs ou un niveau élevé de fonds discrétionnaires. Ces résultats corroborent la thèse du surinvestissement.

Mots clés : annonce de dividende – conflits d'agence – surinvestissement – signalisation.

Abstract : This article sets out the results of an empirical study, realised on the French Stocks Exchange, of the reactions of prices, when there are announcements of important changes of the dividend. Two hypotheses are opposed : the signaling and the free cash flow hypothesis. The market reacts to the announcement of dividend but the reaction is significant only in firms which present a high risk of overinvesting. The dividend change rate affects the abnormal returns only in firms which have a low « market to book » rate or a high level of discretionary funds. These results are consistent with free cash flow hypothesis.

Key words : dividend announcement – agency theory – free cash flow – signaling.

* L'auteur Prag à l'Université de Savoie est docteur en sciences de gestion et membre du Cerag de l'Esad de Grenoble. Elle remercie le Professeur Pascal Dumontier pour ses conseils. Les erreurs qui subsisteraient incombent à l'auteur.

Il existe un consensus quant à l'impact des annonces de variations du dividende sur la valeur de la firme. En revanche, le débat sur l'explication de cette réaction du marché perdure. La première explication donnée à l'incidence de l'annonce de changements du dividende sur la valeur de la firme est fondée sur l'hypothèse de signalisation des revenus futurs telle qu'elle est développée par S. Bhattacharya [1979], M.H. Miller, K. Rock [1985] et K.J. John, J. Williams [1985]. Selon cette hypothèse, les dirigeants, qui bénéficient d'un avantage informationnel, renseigneraient les actionnaires externes sur les revenus présents et futurs de la firme par le biais des dividendes. Plus la variation du dividende est grande, plus les dirigeants anticipent de bons résultats, par conséquent plus le cours de l'action devrait s'apprécier et inversement en cas d'annonces de baisses du dividende.

La théorie de l'agence explique, quant à elle, la réaction des investisseurs à des variations significatives du dividende au moyen du concept de fonds discrétionnaires. M.C. Jensen [1986] définit les fonds discrétionnaires comme l'ensemble de fonds disponibles après financement de tous les projets à valeur actuelle nette positive, sur la base d'un taux d'actualisation égal au coût du capital. L'existence d'importants fonds discrétionnaires peut être source de conflits d'intérêts entre dirigeants et actionnaires car les premiers ont naturellement tendance à investir ces fonds dans des projets qui visent essentiellement à accroître la taille de la firme ou à diversifier ses activités, alors que les seconds souhaitent au contraire la distribution de ces fonds. Si la distribution de dividendes constitue un moyen de réduire les fonds à la disposition des dirigeants et de réduire du même coup le risque de voir ces fonds investis dans des projets à valeur actuelle nette négative (risque de surinvestissement), les investisseurs devraient réagir significativement à l'annonce de variations importantes du dividende. L'ampleur de leur réaction devrait dépendre de leur exposition à ce risque de surinvestissement : plus ce dernier est élevé, plus le cours de l'action devrait être sensible à l'annonce.

Cet article présente les résultats d'une étude d'événements portant sur l'annonce de 275 variations significatives du dividende émanant d'entreprises françaises sur la période 1988-1994. Cette étude vise à mesurer et à expliquer la réaction des investisseurs à l'annonce de variations

significatives du dividende. Les deux hypothèses alternatives sont l'hypothèse de surinvestissement et celle de signalisation des revenus futurs.

Dans une première partie, nous présentons le cadre théorique de l'étude, dans une deuxième partie, les hypothèses et le choix des variables. En troisième partie, nous présentons la méthodologie. Nous exposons et interprétons les résultats en quatrième partie.

1. Théorie du surinvestissement, théorie du signal et réaction des actionnaires à l'annonce du dividende

1.1. La théorie du surinvestissement

Une situation de surinvestissement existe si le dirigeant est tenté de faire croître la firme au-delà de sa taille optimale en entreprenant des investissements à valeur actuelle nette négative. Deux raisons peuvent le conduire dans cette voie : la première tient au fait qu'il augmente ainsi les ressources qu'il contrôle, ce qui accroît son pouvoir [D.C. Mueller, 1969]. La deuxième raison réside dans l'éventualité que sa rémunération et sa réputation soient liées à la taille de la firme [K.J. Murphy 1985, M.P. Narayanan 1985, D.R. Schmidt, K.L. Fowler 1990, R.A. Lambert et al. [1991].

Tel qu'il a été défini par M.C. Jensen [1986], le surinvestissement (ou les fonds investis dans des projets à VAN négative) n'est pas une grandeur observable *ex ante*. En revanche, *ex post*, il peut être aisément appréhendé, puisque la rentabilité d'un projet est connue avec certitude au terme de sa durée de vie économique. Cette information *ex post*, même si elle révèle des divergences d'intérêts entre actionnaires et dirigeants, ne concerne que la gestion passée de l'entreprise. Les actionnaires sont davantage intéressés par la richesse future qu'ils obtiendront de l'entreprise, c'est pourquoi l'évaluation *ex ante* du risque de surinvestissement présente un intérêt certain. Sans le spécifier, M.C. Jensen [1986] évoque les deux déterminants du risque de surinvestissement d'une entreprise qui sont les flux de trésorerie secrétés par l'entreprise et le niveau de ses perspectives (ou opportunités) de crois-

sance. Les firmes disposant d'importants fonds disponibles mais dont les perspectives de croissance sont maigres risquent de voir leurs fonds gaspillés dans des projets non rentables. En revanche, les entreprises dotées de peu de fonds mais de perspectives de croissance élevées devront en priorité trouver les moyens de financer leurs investissements *a priori* rentables ; par conséquent, le risque de réaliser des projets à valeur actuelle nette négative est moindre.

M.C. Jensen [1986] explique la relation observée entre annonces de variations des dividendes et mouvements des cours boursiers par le risque de surinvestissement. En effet, dans une situation où il y a risque de surinvestissement, la hausse des dividendes va, toutes choses égales par ailleurs, limiter les fonds disponibles à la discrétion des dirigeants et, par conséquent, faire croître la valeur de l'entreprise. De la même manière, une baisse de dividendes sera perçue comme une occasion d'accroître le surinvestissement et devrait entraîner une chute du cours boursier. L'hypothèse de surinvestissement prédit alors une réaction supérieure du cours de l'action des firmes en surinvestissement relativement aux firmes optimisant leurs investissements [L.H.P. Lang, R.H. Litzenberger 1989], qu'il s'agisse d'annonces de baisses (rentabilité anormale négative) ou de hausses du dividende (rentabilité anormale positive).

1.2. *La théorie du signal*

La théorie du signal prédit que les variations de dividendes d'une année sur l'autre ont un contenu informatif, tant sur les revenus présents que sur les revenus futurs [S. Bhattacharya 1979, M.H. Miller, K. Rock 1985 et K. J. John, J. Williams 1985]. Selon cette théorie, les rentabilités anormales observées à l'annonce du dividende seront d'autant plus élevées que les variations du dividende sont fortes. Dans la mesure où la hausse du dividende est censée être une bonne nouvelle quant aux perspectives de la firme, la rentabilité anormale du titre devrait être positive à l'annonce de telles variations du dividende. En revanche, on attend une réaction négative des cours boursiers à l'annonce d'une baisse du dividende.

Alors que la théorie de l'agence ne prédit une réaction positive (négative) des cours en cas de hausses (baisses) du dividende que si le risque de surinvestissement est élevé, la théorie du signal prédit une réaction de même nature, quel que soit le risque de surinvestissement que présente l'entreprise.

2. Les hypothèses et les variables explicatives de la réaction des actionnaires à l'annonce du dividende

L'étude consiste à mesurer les réactions du marché à l'annonce de variations significatives du dividende et à expliquer ces éventuelles réactions. Il s'agit donc d'une part, de mesurer les rentabilités anormales des titres au moment de l'annonce du dividende et d'autre part, de comparer ces rentabilités anormales selon les caractéristiques des firmes concernées en matière de fonds discrétionnaires et d'opportunités de croissance ou selon le niveau de variation du dividende versé. Nous proposons ici de spécifier les hypothèses de l'étude et de définir les variables retenues pour valider les hypothèses.

2.1. Les hypothèses

Deux thèses s'affrontent, celle de surinvestissement et celle du signal.

2.1.1. Les hypothèses de surinvestissement

Le risque de surinvestissement d'une firme dépendant de deux facteurs, d'une part, le niveau de ses opportunités de croissance et d'autre part, le niveau de ses fonds disponibles, la réaction du cours de ses actions à l'annonce du dividende devrait être fonction de ces variables.

Hypothèse 1: La réaction du cours de l'action à l'annonce de hausses (baisse) significatives du dividende est influencée négativement (positivement) par le niveau des opportunités de croissance de la firme.

En effet, l'entreprise qui a de fortes opportunités de croissance présente un risque de gaspillage de fonds moindre. L'annonce d'une hausse du dividende constitue alors une moins bonne nouvelle que pour la firme à faibles opportunités de croissance. De la même manière, l'annonce d'une baisse significative du dividende n'est pas autant mal perçue en cas de fortes opportunités de croissance qu'en cas de faibles perspectives de croissance.

Hypothèse 2: La réaction du cours de l'action à l'annonce de hausses (baisse) significatives du dividende est influencée positivement (négativement) par le niveau des fonds discrétionnaires de la firme.

La firme qui dispose de fonds discrétionnaires importants présente un risque de surinvestissement supérieur à celui de firmes à faibles fonds disponibles, toutes choses égales par ailleurs. Par conséquent, l'annonce d'une augmentation (baisse) du dividende est mieux (moins bien) perçue quand les flux dégagés de l'activité sont élevés.

Hypothèse 3 a: À l'annonce d'une variation significative du dividende, les firmes à risque de surinvestissement élevé connaissent une réaction du cours boursier de leur action supérieure à celle du cours de l'action des firmes à faible risque de surinvestissement.

L'annonce d'une variation du dividende devrait entraîner une réaction du marché d'autant plus forte que le risque de surinvestissement est élevé. Cette réaction devrait être fortement positive, en cas d'augmentation du dividende ou fortement négative, en cas de baisse si le risque de surinvestissement est élevé parce que l'entreprise dispose à la fois d'importants fonds discrétionnaires et de faibles opportunités de croissance. Dans le cas contraire, si le risque de surinvestissement est faible, on ne devrait pas observer de réaction significative des cours boursiers, quelle que soit l'ampleur de la variation du dividende.

Hypothèse 3 b : À l'annonce d'une variation significative du dividende, le taux de croissance du dividende exerce une influence positive (nulle) sur la réaction du cours boursier des firmes à risque de surinvestissement élevé (à risque de surinvestissement faible).

L'ampleur de la réaction des actionnaires, lorsque l'entreprise présente un risque élevé de surinvestissement, devrait croître avec le taux de variation annoncé du dividende dans la mesure où le dividende est considéré comme un moyen de réduire le risque de réaliser des investissements non rentables. En cas de hausses du dividende, la réaction positive du marché devrait être d'autant plus élevée que la firme annonce un taux de croissance important du dividende. De la même manière, en cas de baisses, la réaction défavorable des actionnaires devrait s'accroître si la diminution annoncée du dividende est forte. En revanche, si le risque de surinvestissement est faible, les actionnaires devraient être indifférents au taux de variation du dividende.

2.1.2. *Les hypothèses de signalisation*

Si le taux de variation du dividende informe les investisseurs sur les perspectives de croissance des résultats futurs de la firme, la réaction du cours de l'action à l'annonce du dividende devrait être fonction de l'ampleur de la variation du dividende, que ce soit à la hausse ou à la baisse. La réaction devrait être positive à l'annonce d'une hausse et négative à l'annonce d'une baisse, quelle que soit la situation de la firme vis-à-vis du risque de surinvestissement.

Hypothèse 4a : la réaction du cours de l'action à l'annonce du dividende est positive en cas de hausses et négative en cas de baisses du dividende.

Hypothèse 4b : la réaction du cours de l'action à l'annonce du dividende est une fonction positive du taux de variation du dividende.

2.2. *Les variables explicatives*

Présentons successivement les variables retenues pour tester les deux hypothèses explicatives : surinvestissement et signalisation.

2.2.1. *Le risque de surinvestissement*

Le risque de surinvestissement d'une firme dépend de l'importance de ses opportunités de croissance et du niveau de ses fonds discrétionnaires.

Les mesures généralement utilisées pour appréhender le niveau des opportunités de croissance d'une firme sont nombreuses. C.W. Smith, R.L. Watts [1992] ont retenu le taux d'actifs de la firme, défini par le rapport entre la valeur comptable des actifs et la valeur de marché de la firme. Ils estiment que plus ce ratio est élevé, plus l'entreprise a de faibles perspectives de croissance. Ce critère, comme le Q de Tobin, traduit les anticipations des investisseurs sur la rentabilité des investissements futurs de la firme. G.R. Jensen et *al.* [1992], A. Agrawal, N. Jayaraman [1994], S.A. Johnson [1995] mesurent les opportunités de croissance par le taux de croissance du chiffre d'affaires de la firme. *A priori*, il est concevable de penser que si l'activité de la firme croît, de nouveaux investissements devront être entrepris. Toutefois, comme le fait remarquer C. Njiokou [1994], le chiffre d'affaires d'une firme peut s'accroître sans que celle-ci ne procède à de nouveaux investissements. En effet, si l'entreprise fonctionne en surcapacité, elle peut absorber de nouvelles parts de marché sans investir. En revanche, si l'entreprise utilise pleinement ses équipements existants, elle ne pourra augmenter son chiffre d'affaires qu'en ayant recours à l'investissement. Dans ce cas, la croissance du chiffre d'affaires est une mesure acceptable des perspectives d'investissement de la firme. G.R. Jensen et *al.* [1992] mesurent les opportunités de croissance de la firme par le rapport entre la somme de ses dépenses annuelles d'investissement et de R&D et la valeur comptable de ses actifs. J.J. Gaver, K.M. Gaver [1993] utilisent, d'une part, le montant annuel des fonds destinés à l'investissement et, d'autre part, le rapport entre les dépenses de R&D et la valeur comptable des actifs. K. Chung, C. Charoenwong [1991], d'une part, J.J. Gaver, K.M. Gaver [1993], d'autre part, utilisent la variance de la rentabilité des actifs en place comme mesure des opportunités de croissance en s'appuyant sur la théorie des options. Selon cette théorie, la valeur de l'option croît positivement avec la volatilité de son support. On s'attend alors à ce que la valeur de l'option de croissance soit d'autant plus importante que la rentabilité des actifs en place varie dans le temps.

portante que la rentabilité des actifs en place varie dans le temps. Nous pensons que si la rentabilité des actifs de la firme est volatile, les prévisions de rentabilité d'investissements futurs s'avèrent hasardeuses, d'où la difficulté de définir des projets rentables et, par conséquent, d'estimer les opportunités de croissance de la firme. K. Chung, C. Charoenwong [1991], J.J. Gaver et K.M. Gaver [1993] utilisent aussi le PER comme mesure des opportunités de croissance considérant que l'évaluation des actions de la firme est égale à la somme de la capitalisation des résultats générés par les actifs en place et de la valeur actuelle nette des opportunités de croissance. Par conséquent, plus le PER est élevé, plus la part de la valeur de l'action due aux opportunités de croissance est importante.

L.H.P. Lang, R.H. Litzenberger [1989], K.M. Howe et *al.* [1992], D.J. Denis et *al.* [1994] utilisent le Q de Tobin, rapport entre la valeur de marché du capital de la firme et sa valeur de remplacement, en tant que mesure des opportunités de croissance de cette entreprise. L.H.P. Lang, R.H. Litzenberger [1989] montrent qu'un Q de Tobin moyen supérieur à l'unité est une condition nécessaire pour maximiser la valeur de la firme et qu'un Q de Tobin inférieur à l'unité est une condition suffisante pour qu'une firme soit en surinvestissement. En réalité, la difficulté de calculer la valeur de remplacement du capital et celle liée à l'obtention des informations concernant la nature des dettes, les taux d'intérêt et les maturités des dettes conduisent fréquemment les chercheurs à adapter la mesure du ratio Q en retenant le rapport entre la valeur de marché de la firme (somme de sa capitalisation boursière et de la valeur comptable des dettes) et la valeur comptable de ses actifs¹. Nous avons retenu cette mesure du niveau des opportunités de croissance que nous appellerons désormais «ratio de valorisation des actifs» (RVA).

Le montant des fonds à la disposition des dirigeants constitue le deuxième facteur de risque de surinvestissement. Ces ressources oisives susceptibles d'être investies dans des projets non rentables peuvent se mesurer soit par la trésorerie potentielle dégagée par l'exploitation de

la firme, soit par la trésorerie réelle de l'entreprise. Toutes les études américaines portant sur la relation entre niveau de dividendes versés et montant des fonds disponibles utilisent la mesure du flux d'exploitation retenue par K. Lehn, A. Poulsen [1989] à savoir le résultat d'exploitation avant dotations, diminué des impôts, intérêts d'emprunts et dividendes. À cette mesure, nous faisons deux objections. La première tient au fait que les éléments financiers et exceptionnels, susceptibles d'être investis à mauvais escient ne sont pas pris en compte. La deuxième objection porte sur le retranchement des dividendes alors qu'il s'agit justement d'étudier la relation entre fonds disponibles et dividendes distribués. Nous considérons que la capacité d'autofinancement majorée des produits de cession des éléments d'actif² est plus pertinente pour appréhender les flux de liquidité dégagés au cours de l'exercice qui sont à la disposition des dirigeants. Cette mesure des flux disponibles est normalisée par la taille de la firme, elle sera notée FD.

Puisque le risque de surinvestissement dépend à la fois de l'ampleur des opportunités de croissance et du niveau de fonds discrétionnaires, le croisement des deux critères permet de définir un groupe de sociétés à fort risque de surinvestissement et un groupe de firmes à faible risque. En effet, le fait de disposer simultanément de faibles opportunités de croissance et de liquidités importantes indique un risque élevé de surinvestissement. En revanche, le fait de disposer conjointement de fortes opportunités de croissance et de faibles fonds discrétionnaires traduit un faible risque de surinvestissement. Concernant le niveau des opportunités de croissance, le groupe des firmes à faibles (fortes) opportunités de croissance sera constitué des firmes ayant un ratio de valorisation des actifs RVA inférieur (supérieur ou égal) à l'unité. Pour le critère des fonds discrétionnaires, le groupe des entreprises à faible (fort) niveau sera défini comme étant celui des firmes qui présentent un ratio FD inférieur (supérieur ou égal) à la médiane de ce critère.

¹ Cette mesure de Q a été aussi retenue par C. Njiokou [1994], G.M. Noronha et *al.* [1996].

² Les produits de cession d'éléments d'actif représentent bien des rentrées de trésorerie, mais pour une meilleure lisibilité du tableau de financement (PCG 1982), ils ont été écartés du calcul de la CAF.

2.2.2. *Les variables de signalisation*

Selon l'hypothèse de signalisation, le niveau de la variation du dividende informe les investisseurs sur les anticipations des dirigeants en matière de bénéfices futurs ; par conséquent, on attend une rentabilité anormale fonction de cette variation. D.J. Denis et *al.* [1994], d'une part, B.D. Bernheim, A. Wantz [1995], d'autre part, ont retenu comme mesure de la variation du dividende versé le rapport entre la variation du dividende et le cours de l'action dans les jours précédant l'annonce. Nous avons retenu le rapport entre la variation annuelle du dividende et le cours de l'action 11 jours avant l'annonce, c'est-à-dire le jour qui précède la période d'observation.

3. Le calcul et l'analyse de la réaction des actionnaires à l'annonce du dividende

3.1. *L'échantillon*

Nous avons recensé 1 342 annonces de dividendes réalisées par 449 firmes françaises sur la période 1989-1995 et publiées dans les Échos. La date à laquelle le conseil d'administration a présenté les comptes et les projets de distribution de dividendes a été considérée comme date d'annonce des dividendes. Dans la mesure où cette date correspond aussi au jour où le dividende qui sera proposé aux actionnaires lors de l'assemblée générale ordinaire est divulgué pour la première fois, il nous a paru logique de considérer que cette date constitue celle de la première proposition du dividende. En effet, la sélection des annonces s'est réalisée en trois étapes :

- Nous avons tout d'abord éliminé les annonces incomplètes (absence de la date du Conseil d'Administration notamment). Afin d'écartier toute autre cause pouvant agir sur la réaction du cours de l'action, nous avons aussi éliminé les annonces de dividendes accompagnées d'une annonce simultanée d'une division du nominal de l'action, d'une distribution d'actions gratuites, d'une augmentation de capital en numéraire, d'une émission d'emprunts ou d'une fusion. Enfin, seules ont été retenues les annonces de dividendes relatives à une variation d'au moins

10 %, de manière à ne retenir que des hausses ou des baisses significatives du dividende.

• Par consultation de l'annuaire DAFSA Desfossés des sociétés cotées, nous avons éliminé :

– les annonces faites par des banques, établissements de crédit, compagnies d'assurance, sociétés de courtage, sociétés de portefeuille, sociétés de développement et de financement, SICOMI et sociétés immobilières ;

– les annonces réalisées par les filiales à 100 % d'une autre société ;

– les annonces faites par des sociétés inscrites au Hors cote au moment de l'annonce ou durant la période étudiée ;

– les annonces réalisées par des entreprises publiques.

L'exclusion de l'échantillon des sociétés financières, immobilières, quasi financières et publiques est fondée sur l'existence de spécificités de la politique financière de ces firmes. L'élimination des filiales à 100 % d'une autre société est due au manque d'autonomie en matière de politique financière de ces firmes. Nous avons éliminé les sociétés inscrites au Hors cote en raison du manque de liquidité de ce marché. Après cette deuxième sélection, il ne reste que 318 événements concernant 163 firmes.

• La collecte des données boursières sur la base AFFI-SBF nous a conduit à éliminer les événements pour lesquels il y avait trop d'absences de cotation sur la fenêtre d'observation et/ou sur la période d'estimation des rentabilités anormales. C'est ainsi que l'échantillon final de notre étude ne comporte que 275 événements relatifs à 153 firmes.

Les données comptables et financières des sociétés retenues³ ont été collectées dans les annuaires DAFSA et dans les rapports annuels des firmes.

3.2. *La mesure des rentabilités anormales*

La méthodologie suivie pour apprécier la réaction des cours des actions à l'annonce des dividendes est celle de l'étude d'événements. Si les

³ Ces sociétés sont cotées au Règlement mensuel, Comptant ou Second marché.

marchés financiers sont efficaces, le cours de l'action observé le jour de l'annonce du dividende intègre immédiatement l'information diffusée ce jour-là. Nous avons calculé la rentabilité anormale du titre qui est égale à la différence entre sa rentabilité observée et sa rentabilité attendue sans événement. Les rentabilités observées sont corrigées des distributions de dividendes et des opérations en capital.

Les rentabilités attendues ont été estimées au moyen du modèle de marché sur une période de 140 jours se terminant 10 jours avant l'annonce du dividende (-150 j, -11 j). La période d'observation se situe 10 jours avant et 10 jours après la date d'annonce du dividende. La rentabilité anormale (RA_{it}) correspond à la différence entre la rentabilité du titre i observée le jour t (R_{it}) et sa rentabilité attendue (\tilde{R}_{it}).

$$RA_{it} = R_{it} - \tilde{R}_{it}$$

Selon le modèle de marché, la rentabilité attendue du titre i le jour t est la suivante :

$$\tilde{R}_{it} = \tilde{a}_i + \tilde{b}_i R_{mt} + \tilde{e}_i$$

où $\tilde{a}_i = E(R_i) - \tilde{b}_i E(R_{mt})$ et $\tilde{b}_i = \text{cov}(R_{it}, R_{mt}) / \text{var}(R_{mt})$.

$E(R_i)$, $E(R_{mt})$, $\text{cov}(R_{it}, R_{mt})$ et $\text{var}(R_{mt})$ sont respectivement l'espérance de rentabilité du titre i , l'espérance de rentabilité de l'indice de marché, la covariance entre la rentabilité du titre i et celle de l'indice de marché, la variance de rentabilité de l'indice de marché sur la période d'estimation.

R_{mt} et R_{it} mesurent respectivement la rentabilité de l'indice de marché le jour t et la rentabilité observée du titre i le jour t .

Plusieurs méthodes existent pour estimer les paramètres du modèle de marché. Ces différentes techniques sont présentées dans S.J. Brown, J.B. Warner [1980, 1985] et I. Hachette [1994]. Nous avons retenu la méthodologie de D.J. Fowler, C.H. Rorke [1983] qui permet de tenir compte de l'asynchronisme des données⁴. Selon le mo-

⁴ Ce phénomène est dû au fait que toutes les cotations ne sont pas simultanées en raison de contingences de fonctionnement du marché, mais aussi de caractéristiques des titres (faible densité de cotation, suspension de cotation). L'estimation des coefficients bêtas d'un titre dont les cours sont fortement asyn-

dèle de ces auteurs, les paramètres du modèle de marché sont les suivants :

$$\tilde{\mathbf{a}}_i = \frac{1}{T-2} \sum_{t=1}^{T-2} R_{it} - \tilde{\mathbf{b}}_i \frac{1}{T-2} \sum_{t=1}^{T-2} R_{mt}$$

$$\text{et } \tilde{\mathbf{b}}_i = A\tilde{\mathbf{b}}_{i(t-2)} + B\tilde{\mathbf{b}}_{i(t-1)} + \tilde{\mathbf{b}}_{it} + B\tilde{\mathbf{b}}_{i(t+1)} + A\tilde{\mathbf{b}}_{i(t+2)}$$

où $\tilde{\mathbf{b}}_{i(t+j)}$ est le coefficient bêta estimé selon la procédure des moindres carrés ordinaires (MCO) entre les rentabilités du titre i en t et celles de l'indice de marché en $t+j$.

$$A = \frac{1 + \tilde{\mathbf{r}}_1 + 2\tilde{\mathbf{r}}_2}{1 + 2\tilde{\mathbf{r}}_1 + 2\tilde{\mathbf{r}}_2}$$

$$B = \frac{1 + 2\tilde{\mathbf{r}}_1 + \tilde{\mathbf{r}}_2}{1 + 2\tilde{\mathbf{r}}_1 + 2\tilde{\mathbf{r}}_2}$$

$\tilde{\mathbf{r}}_j$ est le coefficient de corrélation entre les rentabilités de l'indice de marché au jour t et au jour $t+j$, ($j = 1$ ou 2).

$\tilde{\mathbf{e}}_1$ est le terme d'erreur.

T est le nombre de jours de la période d'estimation. (140 dans notre étude).

La rentabilité anormale moyenne le jour t s'écrit :

$$RAM_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N RA_{it}$$

où N est le nombre de titres composant l'échantillon, t appartient à $[j1, j2]$ autour de la date d'annonce 0.

L'hypothèse nulle est celle de l'absence d'un impact de l'annonce du dividende sur la rentabilité des titres, à confronter à l'hypothèse de rejet de l'absence d'un impact de l'annonce du dividende

$$H_0 : RAM_t = 0$$

chrones par rapport à l'indice de marché sera biaisé vers zéro car on fera correspondre des rentabilités de titres et des rentabilités d'indice n'ayant rien à voir entre elles.

H1 : $RAM_t \neq 0$

Nous avons réalisé le test paramétrique de comparaison de moyennes [J.M. Pattel 1976] sur les rentabilités anormales mais aussi sur les rentabilités cumulées sur la période d'observation (voir annexe 1). Le test paramétrique de J.M. Pattel a pour but de pallier l'hétéroscédasticité des variances⁵. Il repose sur les rentabilités anormales standardisées par l'estimateur de leur variance multiplié par un facteur d'accroissement de celle-ci sur la période d'observation par rapport à la période d'estimation des paramètres.

Pour chaque titre i de l'échantillon et pour chaque jour t de la période d'observation a été calculée une rentabilité anormale standardisée RAS_{it} , $RAS_{it} = RA_{it} / S_{it}$

$$\text{où } S_{it} = \sqrt{\hat{V}_i \left[1 + \frac{1}{T} + \frac{(R_{mt} - R_m)^2}{\sum_{a=1}^T (R_{ma} - R_m)^2} \right]}$$

\hat{V}_i est l'estimateur de la variance V_i des rentabilités anormales du titre i sur la période d'estimation

T , le nombre de jours de la période d'estimation

R_{mt} la rentabilité de l'indice de marché à la date t

R_{ma} la rentabilité de l'indice de marché à la date a de la période d'estimation

R_m la moyenne de la rentabilité de l'indice de marché sur la période d'estimation

⁵ L'homoscédasticité est une propriété du modèle de régression linéaire : quelle que soit l'observation i , la dispersion des résidus possibles est la même. Cette hypothèse se traduit par l'indicateur de variance $V(\epsilon_i)$ identique pour tous les éléments i . Lorsque cette propriété n'est pas vérifiée, il y a hétéroscédasticité.

3. La validation des hypothèses

Les rentabilités anormales étant calculées, il convient de les expliquer par des phénomènes financiers et, notamment, par ceux qui sont fondés sur le risque de surinvestissement. L'hypothèse alternative est fondée sur la signalisation.

La première hypothèse de signalisation se trouve testée par le calcul des rentabilités anormales. Nous avons testé la validité de la seconde en estimant un modèle linéaire explicatif de la rentabilité anormale cumulée du titre i par le taux de variation du dividende.

Pour tester l'hypothèse de surinvestissement, nous avons tout d'abord comparé le rang de la rentabilité anormale cumulée⁶ des groupes de firmes divergeant de par leur risque de surinvestissement. Concernant le risque de surinvestissement, les entreprises ont été classées dans un premier temps en fonction du niveau de leurs opportunités de croissance (faible/fort), dans un second temps, selon le niveau de leurs fonds discrétionnaires (faible/fort) et, dans une troisième étape, en croisant ces deux critères (risque élevé de surinvestissement/risque faible de surinvestissement).

Avant chaque test de comparaison d'échantillons indépendants, nous avons procédé au test de nullité des rentabilités anormales cumulées sur la fenêtre d'observation (test non paramétrique de Wilcoxon) afin d'analyser si la réaction du marché est statistiquement significative.

Dans une seconde étape, nous avons estimé un modèle linéaire explicatif de la rentabilité anormale cumulée du titre i , après avoir décomposé l'échantillon en fonction du risque de surinvestissement ; la variable explicative est le taux de variation du dividende.

⁶ Test non paramétrique de Mann-Whitney.

4. Les résultats de l'étude : estimation et explication de la réaction des actionnaires à l'annonce du dividende

4.1. *La réaction du marché à l'annonce du dividende*

Nous avons recensé 226 annonces de hausses du dividende et 49 annonces de baisses du dividende au cours de la période étudiée. Les tests ont été réalisés en distinguant les hausses des baisses du dividende puisque, quelle que soit l'hypothèse, le signe des rentabilités anormales attendues diffère selon la nature de la variation du dividende.

Nous présentons les rentabilités anormales calculées ainsi que les résultats des tests de nullité de ces rentabilités dans le tableau 1.

Les résultats montrent une réaction statistiquement non nulle du marché au moment de l'annonce d'une variation significative du dividende que ce soit à la hausse ou à la baisse. Ces rentabilités anormales sont positives dans le cas des hausses et négatives pour les baisses conformément aux hypothèses de signalisation et de surinvestissement. Toutefois, dans le cadre de celle de surinvestissement, la réaction ne devrait être statistiquement significative que pour les firmes qui présentent un risque élevé de surinvestissement ; ce que nous vérifierons ultérieurement. Cette réaction se concentre autour de la date d'annonce en cas de hausses (deux jours avant et trois jours après) alors que le marché réagit le jour de l'annonce de baisses du dividende et les deux jours qui suivent cet événement. Toutefois, quelle que soit la nature de l'annonce, c'est le jour de l'annonce que la rentabilité anormale est la plus forte.

Tableau 1 – *Évolution des rentabilités anormales quotidiennes obtenues selon le modèle de marché autour des 10 jours qui entourent l'annonce d'une variation significative du dividende*

Hausses du dividende				Baisses du dividende			
Jour t	RAM _t %	Statistique t	Probabilité bilatérale p	Jour t	RAM _t %	Statistique t	Probabilité bilatérale p
- 10	- 0,110	-1,43	0,152	- 10	0,017	-0,17	0,861
- 9	-0,113	-1,06	0,288	- 9	-0,067	-0,42	0,674
-8	-0,211	-2,51	0,012 **	-8	0,173	1,26	0,206
-7	0,047	0,92	0,360	-7	-0,096	-0,34	0,737
-6	0,008	- 0,16	0,870	-6	0,131	0,85	0,393
-5	- 0,102	- 0,56	0,574	-5	0,020	-0,18	0,856
-4	0,079	1,10	0,271	-4	0,056	0,48	0,632
-3	-0,298	-2,76	0,006 ***	-3	0,508	1,74	0,081 *
-2	0,180	1,98	0,048 **	-2	0,242	1,16	0,247
-1	0,091	1,26	0,208	-1	0,021	0,63	0,526
0	0,262	3,52	0,000 ***	0	-0,572	-3,43	0,001 ***
+1	0,017	0,19	0,845	+1	-0,321	-2,90	0,004 ***
+2	0,240	2,36	0,018 **	+2	-0,552	-2,51	0,012 **
+3	0,220	2,14	0,032 **	+3	0,036	0,35	0,724
+4	-0,201	-1,90	0,057 *	+4	-0,361	-1,22	0,221
+5	0,034	0,54	0,588	+5	-0,338	-0,78	0,434
+6	-0,161	-1,67	0,095 *	+6	-0,304	-1,20	0,230
+7	- 0,202	-1,74	0,082 *	+7	-0,107	-0,67	0,501
+8	0,056	0,67	0,502	+8	0,159	0,53	0,599
+9	-0,074	-0,84	0,400	+9	0,019	0,08	0,934
+10	0,115	1,64	0,101	+10	0,075	-0,70	0,483

* : significatif à 10 % ** : significatif à 5 % *** : significatif à 1 %

RAM_t est la rentabilité anormale moyenne du portefeuille de titres le jour t (en %).

t est la statistique sur rentabilités anormales standardisées, elle suit une loi normale centrée réduite en application du théorème central limite.

p est la probabilité bilatérale de rejet à tort de l'hypothèse nulle selon la statistique t.

Source : M. Calvi-Reveyron [1998]

Compte tenu du fait que sur un plan empirique nous ne sommes pas certains que la date d'événement retenue soit la date réelle à laquelle les marchés financiers ont été informés, le calcul des rentabilités anormales moyennes cumulées autour de l'annonce et le test de leur nullité permettent d'observer le marché sur un intervalle de temps plus important. Nous avons retenu des fenêtres d'amplitudes variables et couvrant des périodes « pré-événement », « post-événement » ou qui incluent cette date.

Tableau 2 – *Rentabilités anormales quotidiennes moyennes cumulées autour des 10 jours qui entourent l'annonce d'une variation significative du dividende*

Hausses du dividende				Baisses du dividende			
Fenêtre [j1 ;j2]	RAMC %	Statistique t	Probabilité bilatérale p	Fenêtre [j1 ;j2]	RAMC %	Statistique t	Probabilité bilatérale p
[-10 ;+10]	-0,121	0,38	0,704	[-10 ;+10]	-1,26	-1,60	0,109
[-5 ;+5]	0,523	2,40	0,017 **	[-5 ;+5]	-1,26	-2,01	0,045 **
[-2,+2]	0,600	3,27	0,001 ***	[-2 ;+2]	-1,18	-2,07	0,041 **
[-5 ;0]	0,213	1,86	0,063 *	[-5 ;0]	0,276	0,15	0,878
[-2,0]	0,533	3,80	0,000 ***	[-2,0]	- 0,309	-0,32	0,718
[0 ;+2]	0,519	3,59	0,000 ***	[0 ;+2]	-1,45	-5,11	0,000 ***
[0 ;+5]	0,571	2,81	0,005 ***	[0 ;+5]	-2,11	-4,29	0,000 ***

* : significatif à 10 % ** : significatif à 5 % *** : significatif à 1 %

RAMC est la rentabilité anormale moyenne cumulée sur la fenêtre [j1 ;j2].

t est la statistique associée au test paramétrique de nullité de la rentabilité anormale standardisée moyenne et cumulée, elle suit une loi normale centrée réduite.

p est la probabilité bilatérale correspondant à la statistique t de rejet à tort de l'hypothèse nulle

Source : M. Calvi-Reveyron [1998]

Quelle que soit la nature de l'annonce, toutes les fenêtres qui entourent la date d'annonce et toutes celles qui sont « post-événement » présentent une rentabilité anormale moyenne cumulée statistiquement diffé-

rente de zéro, globalement positive en cas de hausses du dividende et négative en cas de baisses.

Tous ces résultats montrent qu'il y a une réaction à l'annonce des hausses du dividende, avant et après la date d'événement, alors que les investisseurs ne réagissent aux annonces de baisses du dividende qu'après l'événement. Cette différence dans la chronologie de la réaction du marché s'explique, peut-être, par la volonté des dirigeants de retarder la diffusion de l'information sur la baisse du dividende sachant qu'elle sera mal perçue par les actionnaires.

Au vu des rentabilités anormales moyennes cumulées, des seuils de significativité des résultats et dans un souci d'homogénéité entre l'analyse des hausses et celle des baisses du dividende, nous avons choisi d'observer, pour la deuxième étape de l'étude, les rentabilités anormales cumulées sur la fenêtre [0, +5] quel que soit le sens de la variation du dividende.

4.2. *La réaction du marché et l'hypothèse de signalisation*

Le calcul des rentabilités anormales à l'annonce du dividende a révélé que le marché réagissait positivement à l'annonce de hausses et négativement à l'annonce de baisses du dividende. Cette constatation ne permet pas de conclure qu'un effet signalisation existe dans la mesure où d'autres phénomènes peuvent expliquer cette réaction des actionnaires comme l'existence d'un risque de surinvestissement. Afin d'affiner la recherche d'un effet signalisation, nous avons étudié l'existence d'un lien entre la réaction du marché et l'importance de la variation du dividende dans la mesure où la variation du dividende indiquerait les perspectives des dirigeants en matière de revenus de la firme. L'hypothèse de signalisation prévoit une relation positive entre ces deux grandeurs quelle que soit l'annonce.

Le modèle testé est le suivant :

$$RACM_i = a_i + b_i \text{ VARDIV}_i + u_i$$

où $VARDIV_i$ et $RACM_i$ représentent respectivement le taux de croissance du dividende et la rentabilité anormale cumulée moyenne sur la fenêtre $[0, +5]$ de la firme i .

$VARDIV_i$ est le rapport entre la différence « dividende N – dividende $N-1$ » et le cours de l'action 11 jours avant l'annonce pour la firme i .

Tableau 7 – Paramètres du modèle de régression de la rentabilité anormale cumulée sur le taux de variation du dividende (fenêtre $[0, +5]$, toutes annonces confondues)

Effectif : 268

	Constante	Taux variation dividende
Coef	0,0007	0,125
T	0,24	1,99 **

R2 ajusté = 1,18 % ; F = 3,98 ; p = 0,047**

** : significatif à 5 %

Nous constatons que le coefficient de régression du taux de variation du dividende est statistiquement non nul et positif, ce qui signifie que plus la variation du dividende est importante, plus le marché réagit. Ces résultats sont conformes à ceux de D.J. Denis et *al.* [1994], d'une part, et B.D. Bernheim, A. Wantz [1995], d'autre part. De plus, nous avons constaté précédemment que les actionnaires réagissent favorablement aux annonces de hausses et négativement aux annonces de baisses du dividende. Tous ces résultats abondent dans le sens de la théorie du signal. Nous allons confronter cette thèse à celle de surinvestissement.

4.3. *La réaction du marché selon l'hypothèse de surinvestissement*

4.3.1. *L'impact du niveau des opportunités d'investissement (hypothèse 1)*

Le niveau des opportunités d'investissement est mesuré par le ratio de valorisation des actifs (RVA) de la firme. Nous avons affecté chaque firme au groupe des entreprises à niveau d'opportunités de croissance élevé ou au groupe des firmes à faible niveau d'opportunités de croissance sur la base de la valeur 1 de ce ratio. Les firmes qui présentent un ratio RVA supérieur à l'unité sont considérées comme ayant un niveau élevé d'opportunités de croissance et celles qui ont un RVA inférieur à l'unité sont classées dans le groupe des firmes à faibles opportunités de croissance.

Tableau 3 – *Tests de comparaison des rentabilités anormales cumulées en fonction du niveau d'opportunités de croissance*

RACM [j1, j2] %	Hausses du dividende [0, +5]	Baisses du dividende [0, +5]
Groupe à RVA < 1		
Effectif	64	29
RACM	0,88 %	- 2,09 %
Test de Wilcoxon (probabilité unilatérale)	0,126	0,022 **
Groupe à RVA > 1		
Effectif	162	20
RACM	0,40 %	- 1,95 %
Test de Wilcoxon. Probabilité unilatérale	0,249	0,185
Différence de RACM		
(Groupe à RVA < 1- Groupe à RVA > 1)	0,48 %	- 0,14 %
Test de Mann Whitney (probabilité unilatérale)	0,25	0,291

** : significatif à 5 %

L'hypothèse 1 prévoit une réaction supérieure pour les firmes à faibles opportunités de croissance. La rentabilité anormale cumulée est statistiquement non nulle lorsque le niveau des opportunités de crois-

sance est faible dans le cas des baisses du dividende. Cette réaction est négative en cas de baisses et positive en cas de hausses. En revanche, on n'observe aucune réaction significative des cours lorsque le niveau des opportunités de croissance est élevé ($RVA > 1$). Par ailleurs, conformément à l'hypothèse 1, la différence entre les rentabilités anormales cumulées moyennes des firmes à faibles opportunités de croissance et celles des firmes à fortes opportunités de croissance est positive en cas de hausses du dividende et négative en cas de baisses. Cet écart n'est toutefois pas statistiquement significatif. Soulignons que L.H.P. Lang, R.H. Litzenberger [1989] valident cette hypothèse aussi bien sur les hausses que sur les baisses du dividende alors que D.J. Denis et *al.* [1994], d'une part, et P. S. Yoon, L.T. Starks [1995], d'autre part, ne la valident que dans le cas des hausses. K.M. Howe et *al.* [1992], qui ont étudié la réaction du marché boursier américain à l'annonce de distributions de dividendes exceptionnelles et d'offres de rachat d'actions, obtiennent des résultats statistiquement non significatifs mais contraires à ceux prévus par l'hypothèse de surinvestissement.

4.3.2. *L'impact du niveau de fonds discrétionnaires (hypothèse 2)*

Le niveau des fonds discrétionnaires (FD) est calculé par la CAF majorée des produits de cession et normée par la valeur comptable des actifs. Nous avons affecté chaque firme au groupe des entreprises à niveau de fonds discrétionnaires élevé ou au groupe des firmes à faible niveau de fonds discrétionnaires sur la base de la médiane du ratio FD.

Tableau 4 – *Tests de comparaison des rentabilités anormales cumulées en fonction du niveau des fonds discrétionnaires*

RACM [j1, j2] %	Hausses du dividende [0, +5]	Baisses du dividende [0, +5]
Groupe à FD < médiane		
Effectif	99	23
RACM	0,71 %	- 0,99 %
Test de Wilcoxon (probabilité unilatérale)	0,247	0,137
Groupe à FD > médiane		
Effectif	101	24
RACM	0,72 %	- 3,21 %
Test de Wilcoxon (probabilité unilatérale)	0,052 *	0,024 **
Différence de RACM		
Groupe à FD < médiane – groupe à FD > médiane	- 0,01 %	2,22 %
Test de Mann Whitney (probabilité unilatérale)	0,266	0,269

* : significatif à 10 % ** : significatif à 5 %

L'hypothèse 2 prévoit une réaction plus importante quand le niveau de fonds discrétionnaires est élevé (FD > médiane). Les résultats montrent que les investisseurs réagissent significativement à l'annonce de hausses ou de baisses du dividende pour les firmes qui présentent un niveau élevé de fonds discrétionnaires. Ces résultats corroborent la thèse du surinvestissement puisque les investisseurs réagissent lorsque les dirigeants disposent d'importants fonds, susceptibles d'être destinés à des investissements non rentables. De plus, cette réaction est positive en cas de hausses et négative en cas de baisses du dividende. En revanche, on n'observe aucune réaction significative des cours lorsque le niveau des fonds discrétionnaires est faible (FD < médiane). Par ailleurs, le sens de la différence entre les rentabilités anormales cumulées des firmes à faible niveau de fonds discrétionnaires et celles des firmes à fort niveau de fonds discrétionnaires est conforme à l'hypothèse 2 quelle que soit la nature de l'annonce. Cet écart n'est toutefois pas statistiquement significatif.

4.3.3. *L'impact simultané du niveau des opportunités d'investissement et du niveau de flux discrétionnaires (hypothèse 3a)*

Les entreprises présentant un niveau de fonds discrétionnaires FD supérieur à la médiane, conjugué à un ratio de valorisation des actifs RVA inférieur à 1 sont considérées à fort risque de surinvestissement (RSIE) tandis que celles qui ont un ratio RVA supérieur à 1 et un niveau FD inférieur à la médiane sont qualifiées à faible risque de surinvestissement (RSIF). Les autres firmes sont dans une situation ambiguë eu égard au risque de surinvestissement, c'est pourquoi nous les avons éliminées de notre analyse.

Tableau 5 – *Tests de comparaison des rentabilités anormales cumulées en fonction du risque de surinvestissement*

RACM [j1, j2] %	Hausses du dividende [0, +5]	Baisses du dividende [0, +5]
Groupe à RSIE		
Effectif	22	13
RACM	1,59 %	- 2,67 %
Test de Wilcoxon (probabilité unilatérale)	0,065 *	0,067 *
Groupe à RSIF		
Effectif	63	9
RACM	0,37 %	0,36 %
Test de Wilcoxon (probabilité unilatérale)	0,387	0,430
Différence de RACM		
Groupe à RSIE - groupe à RSIF	1,22 %	- 3,03 %
Test de Mann Whitney (probabilité unilatérale)	0,07 *	0,184

* : significatif à 10 %

La réaction du marché est statistiquement significative à l'annonce des dividendes lorsque le risque de surinvestissement de la firme est élevé. Elle est non statistiquement significative dans le cas des firmes qui présentent un risque faible de surinvestissement.

Le sens de la différence entre les rentabilités anormales cumulées des deux groupes de firmes est conforme à l'hypothèse 3a pour les hausses et pour les baisses du dividende. En effet, selon cette hypo-

thèse, nous attendions une réaction supérieure pour les firmes présentant un risque élevé de surinvestissement (firmes à faibles opportunités de croissance et à fort taux de fonds discrétionnaires). L'hypothèse 3a est validée sur les hausses du dividende au seuil d'erreur de 10 %. Soulignons que K.M. Howe et *al.* [1992] obtiennent des résultats non significatifs pour les annonces de dividendes exceptionnels en adoptant la même méthodologie. Le fait que la différence de réaction entre les deux groupes soit non statistiquement significative en cas de baisses du dividende nous surprend : nous sommes en mesure de penser que l'annonce d'une baisse du dividende dans une firme à risque de surinvestissement élevé constitue une très mauvaise nouvelle en raison du fait que les dirigeants disposeront de fonds supplémentaires, toutes choses égales par ailleurs. Nous devons toutefois souligner que la décomposition de l'échantillon sur la base du double facteur de risque de surinvestissement nous conduit à travailler sur des sous-échantillons de très faible taille qui nous incitent à relativiser nos résultats.

4.3.4. *L'impact du taux de variation du dividende selon le risque de surinvestissement (hypothèse 3b)*

L'hypothèse 3b prévoit que le taux de variation du dividende entre deux années successives influence positivement la réaction du cours de l'action des firmes à risque élevé de surinvestissement alors qu'il est sans influence pour les firmes à risque faible de surinvestissement. Pour tester cette hypothèse, nous avons repris le modèle de régression linéaire précédent qui vise à expliquer la rentabilité anormale cumulée sur la fenêtre [0, +5] par le taux de variation du dividende (positif en cas de hausses du dividende, négatif en cas de baisses). L'échantillon a été décomposé en deux groupes : celui des firmes à risque élevé de surinvestissement et celui des firmes à risque faible sur la base des niveaux d'opportunités de croissance et de fonds discrétionnaires de la firme.

Conformément à l'hypothèse émise (3b), le taux de variation du dividende n'exerce aucune influence sur la rentabilité anormale cumulée des firmes qui présentent un faible risque de surinvestissement. Bien que les coefficients de détermination soient très faibles, une relation statistiquement significative et positive apparaît entre la rentabilité anor-

male cumulée et le taux de variation du dividende pour les firmes à risque élevé de surinvestissement lorsque ce dernier est appréhendé par le ratio de valorisation des actifs ou par le ratio de fonds discrétionnaires. Ces résultants abondent dans le sens de la thèse du risque de surinvestissement et signifient que lorsque la firme présente de faibles opportunités de croissance ou des fonds disponibles élevés, la réaction du marché est d'autant plus importante que le taux de variation du dividende est élevé. Le marché semble être sensible à l'évolution du dividende lorsque la firme présente un risque élevé de surinvestissement alors que sa réaction n'est pas influencée par cette variable dans le cas des firmes à risque faible de surinvestissement. Nous notons toutefois que lorsque les deux critères retenus pour appréhender le risque de surinvestissement sont couplés, le modèle n'est pas statistiquement significatif, mais nous soulignons dans ce cas la faible taille de l'échantillon.

Tableau 6 – Paramètres des modèles de régression de la rentabilité anormale cumulée sur le taux de variation du dividende (fenêtre [0, +5]) selon le risque de surinvestissement

Risque de surinvestissement élevé	Risque de surinvestissement faible
<i>Sur la base du RVA $RVA < 1$</i>	<i>Sur la base du RVA $RVA > 1$</i>
Effectif : 93 Constante taux variation dividende Coef -0,001 0,192 T -0,69 1,74 * R2 ajusté = 2,45 % F = 3,01 p = 0,087 *	Effectif : 182 Constante taux variation dividende Coef 0,002 0,068 T 0,46 0,88 R2 ajusté = -0,13 % F = 0,78 p = 0,379
<i>Sur la base des FD $FD > médiane$</i>	<i>Sur la base des FD $FD < médiane$</i>
Effectif : 125 Constante taux variation dividende Coef -0,005 0,186 T -0,99 2,07 ** R2 ajusté = 2,65 % F = 4,29 p = 0,040 **	Effectif : 122 Constante taux variation dividende Coef 0,005 0,101 T 1,01 1,05 R2 ajusté = 0,09 % F = 1,10 p = 0,297
<i>Sur la base de RVA et FD $RVA < 1$ et $FD > médiane$</i>	<i>Sur la base de RVA et FD $RVA > 1$ et $FD < médiane$</i>
Effectif : 35 Constante taux variation dividende Coef 0,002 0,291 T 0,19 1,61 R2 ajusté = 5,17 % F = 2,58 p = 0,119	Effectif : 72 Constante taux variation dividende Coef 0,002 0,074 T 0,37 0,60 R2 ajusté = -1,00 % F = 0,35 p = 0,55

* : significatif à 10 % ** : significatif à 5 %

Conclusion

Cet article a présenté les résultats d'une étude menée sur le marché boursier français entre 1988 et 1994 afin de tester l'impact des phénomènes de surinvestissement sur la réaction des investisseurs à l'annonce de variations significatives du dividende. Nous avons confronté l'hypothèse de signalisation à l'hypothèse de surinvestissement pour expliquer les rentabilités anormales des actions à l'annonce de variations significatives du dividende.

L'étude d'événements montre que le marché réagit significativement à l'annonce de variations significatives du dividende, favorablement en cas d'annonces de hausses et négativement en cas d'annonces de baisses du dividende.

La décomposition de l'échantillon montre que le marché ne réagit significativement que lorsque la firme présente un risque élevé de surinvestissement ; cela corrobore l'hypothèse de surinvestissement et va à l'encontre de l'hypothèse de signalisation. La différence de réaction entre le groupe des firmes à faible risque de surinvestissement et celui des firmes à risque élevé n'est statistiquement significative que lorsqu'on conjugue les deux facteurs de risque de surinvestissement (ratio de valorisation des actifs et ratio de fonds discrétionnaires) et en cas de hausses du dividende seulement. Soulignons que le sens de cette différence est toujours conforme à l'hypothèse de surinvestissement. Enfin, l'étude de l'éventuelle relation entre la rentabilité anormale cumulée et le taux de variation du dividende révèle l'absence de relation dans les firmes à risque faible de surinvestissement, mais l'existence d'une relation statistiquement positive dans les firmes à risque élevé (sur la base d'un seul facteur de risque), ces résultats sont conformes à l'hypothèse de surinvestissement alors qu'il apparaît une relation significativement positive lorsqu'on examine l'échantillon total.

Les résultats sont intéressants pour trois raisons. La première est liée au fait qu'à notre connaissance une telle étude n'a jamais été réalisée sur le marché financier français. La deuxième raison réside dans la méthodologie adoptée pour tester la sensibilité de la réaction des investisseurs au taux de variation du dividende qui se différencie de celles re-

tenues dans les recherches américaines⁷. La troisième raison tient aux informations qui nous sont apportées sur la réaction des actionnaires lorsque nous scindons notre échantillon selon le risque de surinvestissement des firmes. La réaction du marché globalement significative cache des écarts de réaction à l'annonce du dividende de même que des écarts de sensibilité des cours au taux de variation du dividende selon l'exposition des firmes au risque de surinvestissement. Au total, il ne nous semble pas possible de rejeter l'hypothèse de surinvestissement pour expliquer la réaction des cours boursiers à l'annonce des dividendes puisqu'il apparaît que celle-ci dépend fortement de l'exposition de la firme à ce risque.

Bibliographie

- Agrawal A., Jayaraman N. [1994], « The Dividend Policies of All-Equity Firms, A Direct Test of the Free Cash Flow Theory », *Managerial and Decision Economics*, vol. 15, n° 2, p. 139-148.
- Bernheim B.D., Wantz A. [1995], « A Tax-Based Test of Dividend Signaling Hypothesis », *American Economic Review*, vol. 85, n° 3, p. 532-551.
- Bhattacharya S. [1979], « Imperfect Information Dividend Policy and the Bird in the Fallacy », *Bell Journal of Economics and Management Science*, 10, p. 259-270.
- Brown S.J., Warner J.B. [1980], « Measuring Security Price Performance », *Journal of Financial Economics* 8, p. 205-258.
- Brown S.J., Warner J.B. [1985], « Using Daily Stock Returns, the Case of Event Studies », *Journal of Financial Economics*, vol. 14, p. 3-31
- Calvi-Reveyron M. [1998], « Dividendes et relations d'agence, le cas de sociétés françaises cotées », *Thèse de Doctorat*, Université Pierre Mendès-France, Grenoble, Décembre.

⁷ Les recherches américaines consistent le plus souvent à tester un modèle multivarié en retenant comme variable explicative une variable muette (existence ou inexistence d'opportunités de croissance), le niveau de fonds discrétionnaires et le taux de variation du dividende de la firme.

Charreaux G., Desbrières p. [1997], « Le point sur le gouvernement des entreprises », *Banque et Marchés*, n° 29, p. 28-34.

Chung K., Charoenwong C. [1991], « Investment Options, Assets in Place, and the Risk of Stocks », *Financial Management*, vol. 20, p. 21-23.

Denis D.J. et al. [1994], « The Information Content of Dividend Changes, Cash Flow Signaling, Overinvestment, and Dividend Clienteles », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 29, n° 4, p. 567-587.

Fowler D.J., Rorke C.H. [1983], « Risk Measurement when Shares are Subject to Infrequent Trading, Comment », *Journal of Financial Economics*, vol. 12, p. 279-283.

Gaver J.J., Gaver K.M. [1993], « Additional Evidence on the Association between the Investment Opportunity Set and Corporate Financing, Dividend, and Compensation Policies », *Journal of Accounting and Economics*, vol. 16, p. 125-160.

Hachette I. [1994], « Opérations financières et transfert de richesse », PUF.

Howe K.M et al. [1992], « One-time Cash Flow Announcements and Free Cash Flow Theory, Share Repurchases and Special Dividends », *Journal of Finance*, vol. 47, n° 5, December, p. 1963-1975.

Jensen M.C. [1986], « Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers », *American Economic Review*, vol. 76, n° 2, May, p. 323-329.

Jensen M.C. [1989], « Eclipse of the Public Corporation », *Harvard Business Review*, September-October, p. 61-74.

Jensen G.R. et al. [1992], « Simultaneous Determination of Insider Ownership, Debt and Dividend Policies », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 27, n° 2, p. 247-263.

John KJ., J Williams. [1985], « Dividends Dilution and Taxes, A Signaling Equilibrium », *Journal of Finance*, vol. 40, p. 1053-1070.

Johnson S.A. [1995], « Dividend Payout and the Valuation Effects of Bond Announcement ? », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 30, n° 3, September, p. 407-423.

- Lambert R.A. *et al.* [1991], « How Sensitive is Executive Compensation to Organizational Size ? », *Strategic Management Journal*, vol. 12, p. 395-402.
- Lang L.H.P., Litzenberger R.H. [1989], « Dividend Announcement, Cash Flow Signalling vs Free Cash Flow Hypothesis ? », *Journal of Financial Economics*, vol. 24, p. 181-191.
- Lehn K., Poulsen A. [1989], « Free Cash Flow and Stockholder Gains in Going Private Transactions », *Journal of Finance*, vol. 44, July, p. 771-787.
- Miller M.H., Rock K. [1985], « Dividend Policy under Asymmetric Information », *Journal of Finance*, vol. 40, p. 1031-1051.
- Mueller D.C. [1969], « A Theory of Conglomerate Mergers », *Quarterly Journal of Economics*, November, p. 643-659.
- Murphy K.J. [1985], « Corporate Performance and Managerial Remuneration, an Empirical Analysis », *Journal of Accounting and Economics*, vol. 7, p. 11-42.
- Narayanan M.P. [1985], « Managerial Incentives for Short-term Results », *Journal of Finance*, vol. XL, n° 5, December, p. 1469-1484.
- Njiokou C. [1994], « Relations d'agence et structure financière des entreprises, théorie et tests empiriques », *Thèse de Doctorat*, Université Pierre Mendès-France, Grenoble.
- Noronha G.M. *et al.* [1996], « The Monitoring Rationale for Dividends and the Interaction of Capital Structure and Dividend Decisions », *Journal of Banking and Finance*, vol. 20, p. 439-454.
- Patell J.M. [1976], « Corporate Forecasts of Earnings per Share and Stock Price Behavior, Empirical Tests », *Journal of Accounting Research*, vol. 14, p. 246-276.
- Schmidt D.R., Fowler K.L. [1990], « Post-acquisition Financial Performance and Executive Compensation », *Strategic Management Journal*, vol. 11, p. 559-569.
- Scholes M., Williams J. [1977], « Estimating Betas from Nonsynchronous Data », *Journal of Financial Economics*, vol. 5, p. 309-327.
- Smith C.W., Watts R.L. [1992], « The Investment Opportunity Set and Corporate Financing, Dividend, and Compensation Policies », *Journal of Financial Economics*, vol. 32, p. 263-292.

Yoon p. S., Starks L.T.[1995], «Signaling, Investment Opportunities, and Dividend Announcements », *The Review of Financial Studies*, vol. 8, n° 4, p. 995-1018.

Annexe 1 – Tests de nullité des rentabilités anormales et des rentabilités anormales cumulées

La rentabilité anormale moyenne du jour t s'écrit :

$$RAM_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N RA_{it}$$

où N est le nombre de titres composant l'échantillon.

L'hypothèse nulle est celle de l'absence d'un impact de l'annonce des dividendes sur la rentabilité des titres et l'hypothèse opposée est celle de non-nullité de la rentabilité des titres⁸.

Sous l'hypothèse H0, $RA_{it} \sim N(0, \mathbf{s})$ et, par conséquent,

$$RAM_t \sim N(0, \mathbf{s}/\sqrt{n})$$

Le test de Student classique se définit par $t_1 = \frac{RAM_t}{\mathbf{s}(RAM_t)} \sim St_{N-1}$

La rentabilité anormale moyenne cumulée entre les jours j1 et j2 est

$$\text{égale à : } RAMC_{[j1,j2]} = \sum_{t=j1}^{j2} RAM_t$$

D'après la définition de la rentabilité anormale moyenne cumulée, nous pouvons écrire :

$$RAMC_{[j1,j2]} = \sum_{t=j1}^{j2} \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N RA_{it} \right) = \frac{1}{N} \left(\sum_{t=j1}^{j2} \sum_{i=1}^N RA_{it} \right) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=j1}^{j2} RA_{it} \right)$$

$$= RACM_{[j1,j2]}$$

⁸ H0 : $RAM_t = 0$ et H1 : $RAM_t \neq 0$.

RACM_[j1,j2] est la moyenne de la rentabilité cumulée sur la fenêtre [j1,j2].

En raison de données manquantes, RACM_[j1,j2] peut différer de RAMC_[j1,j2].

Sous l'hypothèse H0 et sous l'hypothèse d'indépendance des rentabilités anormales moyennes RAM_t entre la date j1 et la date j2,

$$\text{RAMC}_{[j1,j2]} = \sum_{t=j1}^{j2} \text{RAM}_t \sim N\left(0, \sqrt{\frac{\mathbf{s}_{j1}^2 + \mathbf{s}_{j1+1}^2 + \dots + \mathbf{s}_{j2}^2}{N}}\right)$$

$$t_1 = \sum_{t=j1}^{j2} \text{RAM}_t / \sqrt{\frac{\mathbf{s}_{j1}^2 + \mathbf{s}_{j1+1}^2 + \dots + \mathbf{s}_{j2}^2}{N}} \sim N(0,1)$$

Un deuxième test a été réalisé pour palier l'hétéroscédasticité des variances. Il repose sur les rentabilités anormales standardisées selon la méthode de J.M. Patell [1976].

Pour chaque titre *i* de l'échantillon et pour chaque jour *t* de la période d'observation, est calculée une rentabilité anormale standardisée RAS_{it}, RAS_{it} = RA_{it} / S_{it}

$$\text{où } S_{it} = \sqrt{\hat{V}_i \left[1 + \frac{1}{T} + \frac{(R_{mt} - R_m)^2}{\sum_{a=1}^T (R_{ma} - R_m)^2} \right]}$$

avec \hat{V}_i , l'estimateur de la variance V_i des rentabilités anormales du titre *i* sur la période d'estimation

T , le nombre de jours de la période d'estimation

R_{mt} la rentabilité de l'indice de marché à la date *t*

R_{ma} la rentabilité de l'indice de marché à la date *a* de la période d'estimation

R_m la moyenne de la rentabilité de l'indice de marché sur la période d'estimation

Vi a pour estimateur $\hat{V}_i = \frac{\sum_{t=1}^T RA_{it}}{T-2}$ et $(T-2) \hat{V}_i / Vi \sim \chi^2(T-2)$

sous H0, $RA_{it} / \sqrt{Vi \left[1 + \frac{1}{T} + \frac{(R_{mt} - R_m)^2}{\sum_{a=1}^T (R_{ma} - R_m)^2} \right]} \sim N(0,1)$

donc $RAS_{it} = RA_{it} / S_{it} \sim St(T-2)$

En vertu du théorème central limite, $t2 = \frac{\sum_{i=1}^N RAS_{it}}{\sqrt{\sum_{i=1}^N \left(\frac{T_i - 2}{T_i - 4} \right)}} \sim N(0,1)$

Ti est le nombre de jours de la période d'estimation pour le titre i, Ti peut être différent de T s'il y a des données manquantes pour le titre i sur la période d'estimation.

$$\frac{1}{\sqrt{j2 - j1 + 1}} \sum_{j1}^{j2} RAS_{it} \sim St(T-2)$$

en vertu du théorème central limite,

$$\frac{\frac{1}{\sqrt{j2 - j1 + 1}} \sum_{i=1}^N \sum_{t=j1}^{j2} RAS_{it}}{\sqrt{\sum_{i=1}^N \left(\frac{T_i - 2}{T_i - 4} \right)}} \sim N(0,1)$$

Or $\sum_{t=j1}^{j2} RAS_{it}$ est la rentabilité anormale standardisée cumulée du titre i sur la fenêtre [j1,j2] appelée $RASC_i [j1,j2]$.

La moyenne des rentabilités anormales standardisées cumulées sur la fenêtre [j1,j2] est

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \sum_{t=j1}^{j2} RAS_{it}, \text{ appelée } RASCM_{[j1,j2]} \text{ donc}$$

$$t_2 = \frac{\frac{1}{\sqrt{j_2 - j_1 + 1}} \sum_{i=1}^N \sum_{t=j_1}^{j_2} \text{RAS}_{it}}{\sqrt{\sum_{i=1}^N \left(\frac{T_i - 2}{T_i - 4} \right)}}$$

$$t_2 = \frac{\frac{N}{\sqrt{j_2 - j_1 + 1}} \text{RASC}_{M_{[j_1, j_2]}}}{\sqrt{\sum_{i=1}^N \left(\frac{T_i - 2}{T_i - 4} \right)}} \sim N(0,1)$$