



**HAL**  
open science

# Déterminants et pertinence de l'activation des dépenses de recherche & développement dans le contexte des entreprises françaises

Salma Loulou, Mohamed Triki

► **To cite this version:**

Salma Loulou, Mohamed Triki. Déterminants et pertinence de l'activation des dépenses de recherche & développement dans le contexte des entreprises françaises. LA COMPTABILITE, LE CONTRÔLE ET L'AUDIT ENTRE CHANGEMENT ET STABILITE, May 2008, France. pp.CD Rom. halshs-00525992

**HAL Id: halshs-00525992**

**<https://shs.hal.science/halshs-00525992>**

Submitted on 13 Oct 2010

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

## **Déterminants et pertinence de l'activation des dépenses de recherche & développement dans le contexte des entreprises françaises**

LOULOU Salma  
Assistante contractuelle  
Institut Supérieur de Comptabilité et d'Administration des entreprises  
de l'Université de la Manouba - Tunisie  
E-mail: [slmloulou@yahoo.fr](mailto:slmloulou@yahoo.fr)

TRIKI Mohamed  
Professeur en Sciences de gestion  
École Supérieure de Commerce de Sfax - Tunisie

### **Résumé**

L'objectif de cet article est double. Il s'agit tout d'abord d'identifier les facteurs explicatifs qui poussent les entreprises à opter pour l'activation des dépenses de recherche & développement<sup>1</sup> (R&D) et d'examiner ensuite la pertinence du signal émis par de telle décision comptable pour les investisseurs. Les résultats montrent que l'activation constitue un outil privilégié dont disposent les dirigeants d'entreprises non plus pour signaler aux investisseurs les perspectives futures de leurs programmes de R&D, mais pour répondre de façon opportuniste à des enjeux contractuels dans le but de minimiser les coûts politiques ou encore pour lisser les résultats comptables. De plus, ces mêmes résultats indiquent que les entreprises françaises dont l'intensité de R&D est élevée ont tendance à passer les dites dépenses en charges en préférant la stratégie de communication sur la R&D à l'activation.

**MOTS CLÉS.** – ACTIVATION DES DÉPENSES DE R&D – OPPORTUNISME  
MANAGÉRIAL – MARCHÉ FINANCIER FRANÇAIS – PERTINENCE.

***Abstract: Determinants and Value relevance of Research & Development Capitalization in the context of French firms***

*This article fulfills a double objective. The first one is to identify the factors that incite the firms to opt for the capitalization of research & development (R&D) expenses. The second is to examine through an association study the value relevance of the capitalization's signal. Empirical findings suggest that capitalization is a favoured tool for managers not to signal to investors the future perspectives of their R&D programmes, but to respond opportunely to contractual stakes with the intention of minimising the political costs or smoothing the accounting results. Furthermore, these results indicate that the French firms with high R&D intensity have a tendency to expense these costs. They prefer the communication strategy on R&D to capitalization.*

***KEYWORDS.*** – R&D CAPITALIZATION – MANAGERIAL OPPORTUNISM – FRENCH CAPITAL MARKET – VALUE RELEVANCE.

## **Introduction**

La croissance de l'immatériel au cours de ces siècles a modifié le paysage économique. Les activités immatérielles, qui s'étendent au delà des services, contribuent significativement au revenu national et constituent la part la plus croissante de l'investissement des entreprises.

Parmi les éléments constitutifs de cet investissement figure la R&D dont elle constitue la partie la plus connue et peut être celle dont les effets sur le développement et la compétitivité des entreprises qui sont les plus admis.

À titre d'illustration et depuis les années 1980, les sommes dépensées par les cinquante premiers pays du monde au titre de la R&D ont augmenté de 66 %. En 1997, 1,90 % du PIB européen a été affecté à la recherche. Ce qui place l'Union Européenne, en montants dépensés, juste derrière les États-Unis. Quant aux entreprises, qui sont les plus importants acteurs de la R&D, 65 % des budgets totaux leur sont attribuables.

Antérieurement à la mise en application de la norme internationale sur les actifs incorporels en France, la question de la comptabilisation des dépenses de R&D tire tout son intérêt. En effet, leur traitement comptable offre conformément à la réglementation française l'option et non l'obligation tel dans le cas de la norme internationale de les reconnaître en tant qu'actifs aux bilans des entreprises sous certaines conditions de réussite technique et de rentabilité commerciale.

La question d'activation des dépenses de R&D, en tant qu'option à la disposition des dirigeants d'entreprises, peut être insérée dans le cadre du courant de recherches visant à déterminer et à expliquer les différents facteurs entrant en compte dans le choix des méthodes comptables qu'est la théorie politico-contractuelle. De surcroît, la recherche des déterminants de l'activation peut être étudiée dans un objectif de communication financière de l'entreprise en se référant à la théorie des signaux. Celle-ci tente d'apporter des explications considérables aux

choix comptables, mais également au comportement des valeurs de marché et notamment au lien entre information comptable et performances boursières.

Il n'existe à notre connaissance qu'une seule étude francophone portant à la fois sur les déterminants et la pertinence de l'activation des dépenses de R&D, celle de Ding et Stolowy (2003). Ces auteurs ont parvenu pour ce qui concerne l'étude de la pertinence à ce que l'activation de la R&D n'améliore pas la pertinence des données comptables par rapport à la valeur boursière.

Une étude encore plus récente, celle de Ding, Stolowy et Tenenhaus (2004), a été également menée dans le contexte français et examiné les motivations des dirigeants pour l'activation des dépenses de R&D.

D'autres études (comme celles menées par Lev et Sougiannis, 1996 ; Healy et *al.*, 2002 ; Ballester, Garcia-Ayuso et Livnat, 2003 ; etc.) ont été réalisées dans le contexte américain et ont examiné la pertinence du capital simulé des frais de R&D. Toutefois, ces études ont été menées sur la base des données qui sont simulées ou partielles.

Le présent article tente, à travers le recours à des données réelles telles qu'elles sont reconnues et présentées aux états financiers, d'apporter une contribution dans le cas d'un échantillon d'entreprises françaises cotées à la Bourse de Paris (indice SBF 250) et observé sur une période pluriannuelle s'étalant de 2000 à 2004, concernant l'identification des déterminants et de la pertinence de l'activation des dépenses de R&D.

À cet effet, la question centrale de notre recherche est d'une part, de comprendre pourquoi certaines entreprises optent-elles pour l'activation de leurs dépenses de R&D et de juger, d'autre part, de la pertinence de telle décision pour les investisseurs.

L'objectif de notre étude est double. Il s'agit tout d'abord, d'identifier les facteurs explicatifs qui poussent les entreprises à opter pour l'activation de leurs dépenses de R&D : nous

analysons donc les caractéristiques économiques et financières des entreprises permettant de prédire de tel choix comptable et d'examiner ensuite la pertinence pour les investisseurs du signal de l'activation et ce, au travers d'une étude d'association fondée sur le modèle d'évaluation d'Ohlson (1995).

Pour répondre à notre problématique de recherche, nous avons vérifié empiriquement, sur un échantillon d'entreprises françaises cotées, un certain nombre d'hypothèses empruntées à la théorie politico-contractuelle ainsi qu'à la théorie des signaux ou rencontrées suite à notre lecture de la revue de la littérature spécialisée en la matière et ce, en recourant à deux sortes d'analyses.

La première est une analyse univariée basée notamment sur les tests de Student et de Mann-Whitney de comparaison des moyennes et des rangs ainsi que sur des études de corrélations. Alors que la seconde est une analyse multivariée fondée sur deux types de régression : une régression logistique afin de juger du caractère explicatif des variables explicatives dans le choix de l'activation des dépenses de R&D et une régression linéaire sur le cours boursier pour mesurer la pertinence du signal de l'activation.

Les résultats montrent que l'activation de la R&D constitue un outil privilégié dont disposent les dirigeants d'entreprises non plus pour signaler aux investisseurs les perspectives futures de leurs programmes de R&D, mais pour répondre de façon opportuniste à des enjeux contractuels dans le but de minimiser les coûts politiques ou encore pour lisser les résultats comptables. De plus, ces mêmes résultats indiquent que les entreprises françaises dont l'intensité de R&D est élevée ont tendance à passer leurs dépenses de R&D en charges en préférant ainsi la stratégie de communication sur la R&D à l'activation.

Notre travail est organisé de la manière suivante : après avoir étudié les fondements théoriques qui sous-tendent cette étude (partie 1), nous décrivons la méthodologie à suivre (partie

2). Ensuite, nous présentons et discutons les résultats empiriques (partie 3) et nous apportons enfin une conclusion à notre recherche.

## **1. Fondements théoriques**

Après avoir analysé les règles régissant la comptabilisation des dépenses de R&D en France et selon les normes internationales IAS-IFRS, nous présentons les principaux apports autant de la théorie politico-contractuelle que celle de la théorie des signaux. Enfin, nous passerons en revue les études empiriques qui ont traité de la question de l'activation.

### **1.1. Les traitements comptables des dépenses de R&D**

Le traitement des dépenses de R&D offre une option de comptabilisation pour les entreprises. Alors que l'organisme de normalisation américain (SFAS n°2<sup>2</sup>) requiert la passation des frais de R&D en charges de l'exercice au cours duquel ils sont encourus, leurs homologues internationaux (IAS-IFRS 38<sup>3</sup>) imposent l'inscription au bilan de ces frais s'ils remplissent certains critères. Il en ressort une divergence nette entre deux écoles de comptabilisation de la R&D : une école américaine préconisant la règle de prudence et une école internationale offrant une option pour la comptabilisation des dites dépenses.

Conformément au Plan Comptable Général français (PCG 99)<sup>4</sup>, les frais de recherche appliquée et de développement peuvent être activés sous réserve que les trois suivantes conditions soient remplies :

- *le projet en cause doit être nettement individualisé et son coût distinctement établi pour être réparti dans le temps ;*
- *chaque projet doit avoir de sérieuses chances de réussite technique et de rentabilité commerciale (Plan Comptable Général 99, Art. 361-2) et ;*
- *ses frais doivent être amortis dans un délai qui ne peut dépasser cinq ans (Plan Comptable Général 99, Art. 361-3).*

## **1.2. Fondements théoriques de la problématique d'activation**

### **1.2.1. La théorie politico-contractuelle**

Cette théorie se fonde, pour expliquer les choix comptables des entreprises, d'une part, sur l'existence d'une relation dite d'agence menant à des coûts d'agence, et d'autre part, sur la théorie de la réglementation induisant des coûts politiques.

La conjonction de ces théories a donné naissance aux trois hypothèses caractéristiques de la théorie politico-contractuelle. Il s'agit tant de l'hypothèse de la rémunération des dirigeants, de l'hypothèse des clauses restrictives des contrats de dettes (Daley et Vigeland, 1983 ; Watts et Zimmerman, 1990 ; Raffournier, 1990 ; Saâda, 1993, 1995 ; Thibierge, 1997) que de l'hypothèse des coûts politiques (Bowen, Norween et Lacey, 1981 ; Daley et Vigeland, 1983 ; Watts et Zimmerman, 1986 ; Saâda, 1993, 1995 ; Thibierge, 2001 ; Ding, Stolowy et Tenenhaus, 2004).

Comme les conditions d'activation de la R&D reposent sur le jugement *managérial*, la reconnaissance au bilan de telles dépenses est un choix comptable à la discrétion des dirigeants d'entreprises. Ainsi, en prenant la décision d'activation, la direction des entreprises poursuit différents objectifs. Elle pourrait manipuler les résultats dans le but par exemple de se libérer des contraintes d'endettement, de minimiser les coûts politiques ou encore pour lisser ou gérer ses résultats (Stolowy et Breton, 2003).

### **1.2.2. La théorie des signaux**

La théorie des signaux tente d'apporter des explications considérables aux choix comptables, mais également au comportement des valeurs de marché et notamment au lien entre information comptable et performance boursière de l'entreprise.

En situation d'asymétrie informationnelle, le choix d'une méthode comptable peut être un signal (Holthausen, 1990 ; Hughes et Kao, 1991 ; Saâda, 1993 ; Bartov et Bodnar, 1996 ; Dumontier, 2003). Si les dirigeants possèdent une information inconnue du marché et susceptible

d'avoir un effet positif sur le cours de l'action, il est de leur intérêt, dans la mesure où leur situation personnelle est liée à la valeur de la firme, de l'indiquer au marché<sup>5</sup>.

Ainsi, l'activation de la R&D en tant qu'une option comptable peut revêtir le caractère et assurer la fonction d'un signal comptable positif à la disposition des dirigeants d'entreprises. En effet, ces derniers cherchent, en optant pour l'activation des dépenses de R&D, à convaincre autant les investisseurs que les créanciers sur le succès futur de leurs activités de R&D. Elle pourrait donc servir comme moyen efficace pour réduire le problème de l'asymétrie informationnelle qui naît de l'absence d'information sur la réussite des projets de R&D et contribuerait, de ce fait, à l'efficacité des marchés financiers.

Le concept de pertinence évoqué autant dans l'IAS/IFRS 1<sup>6</sup>, que dans la SFAC 2<sup>7</sup>, et le plan comptable français constitue l'une des caractéristiques de l'information comptable. Ainsi, un chiffre comptable est considéré comme pertinent s'il est corrélé à la valorisation boursière des titres. C'est l'objet même des études d'association. Ce courant de recherche n'est ainsi qu'une opérationnalisation des critères de pertinence et de fiabilité (relevance & reliability) définis par le FASB (SFAC N°2).

C'est cette approche de valorisation (Barth et *al.*, 2001) qui convient le plus pour examiner la pertinence de l'activation de la R&D. En effet, l'objet des études d'association est d'examiner, sur de longues périodes, le lien entre les données comptables et les valeurs boursières. (Amadiou et Dumontier, 2001). Or, l'effet des dépenses de R&D sur les performances de la firme est présumé se produire à long terme.

De surcroît et suite à l'émission de l'avis 2004-15 du CNC qui s'est attaché à établir un rapprochement entre les règles françaises et les règles de l'IASB (IAS 38) au sujet des immatériels, il est concevable de considérer les critères de pertinence et de fiabilité comme étant des objectifs implicites de la normalisation comptable française (Colasse, 1991).

La pertinence devrait donc impliquer que le signal de la direction de leur information privée sur les avantages probables futurs associés aux dépenses de R&D est considéré comme crédible et que les facteurs opportunistes ne l'emportent plus sur la valeur de signalisation de la décision d'activation.

### **1.3. Revue de la littérature**

#### **1.3.1. Le courant de recherches traitant des déterminants de l'activation**

Plusieurs études ont été conduites dans le contexte américain (Daley et Vigeland, 1983 ; Aboody et Lev, 1998, britannique (Oswald, 2000), canadien (Landry et Callimaci, 2003) et français (Ding, Stolowy et Tenenhaus, 2004).

À travers une étude réalisée dans un contexte anglo-saxon et durant la période d'avant 1974, pendant laquelle il existait encore une option quant à la comptabilisation des frais de R&D, Daley et Vigeland (1983) ont décidé d'identifier sur l'année 1972, les déterminants des choix comptables relatifs aux dites dépenses. Les résultats obtenus sont globalement conformes à leurs hypothèses : les entreprises qui activent leurs dépenses de R&D ont des taux d'endettement significativement supérieurs ( $t = 1,92$  et  $t = 2,07$  respectivement pour les deux variables : endettement public et endettement non public ; au seuil de 0,005) à ceux des entreprises passant leurs dépenses de R&D en charges. Aussi, les contraintes sur la distribution des dividendes sont significativement supérieures pour ces firmes. Enfin, les firmes qui passent leurs dépenses de R&D en charges sont significativement plus grandes ( $t = -2,18$  ; au seuil de 0,02), validant ainsi l'hypothèse des coûts politiques.

En ce qui concerne spécifiquement l'activation des frais de développement de logiciel, Aboody et Lev (1998) concluent, sur un échantillon de 163 firmes américaines de conception de software, à l'existence de quatre variables explicatives et significativement associées aux frais

activés de développement de logiciel. Alors que les deux variables taille ( $t = -4,397$ ) et rentabilité ( $t = -4,286$ ) sont négativement associées aux coûts activés de développement de logiciel (au seuil de 0,01), les deux variables intensité de développement de logiciel ( $t = 6,024$ ) et endettement ( $t = 1,848$ ) sont positivement liées à ces dits coûts (respectivement au seuil de 0,01 et de 0,05).

En Grande Bretagne, Oswald (2000) montre que les firmes de grande taille, dont les activités de R&D sont régulières et l'intensité de R&D est faible ont tendance à passer en charges leurs frais de développement qualifiés.

De leur part, Landry et Callimaci (2003) montrent, sur un échantillon de 434 observations, que les firmes canadiennes appartenant au secteur de conception de logiciel recourent à la comptabilisation de la R&D (activation ou passation en charges) comme un moyen de gestion des résultats soit pour se conformer aux restrictions des contrats de dettes ou encore pour lisser leurs résultats.

Enfin, en France, Ding, Stolowy et Tenenhaus (2004) parviennent, sur un échantillon de 68 sociétés cotées et observées sur l'année 2000, à ce que les sociétés qui capitalisent la R&D sont celles qui sont les plus «risquées», au sens où elles appartiennent au secteur de la haute technologie (au seuil de signification de 10 %) ou ont un coefficient bêta plus élevé (au seuil de 5 %). Ils montrent également que la variable intensité de R&D est négativement associée à la décision de capitalisation (au seuil de signification de 10%), alors que la variable taille demeure non significative.

Des études semblables ont été également menées dans le contexte français et parvenu à des résultats plus ou moins similaires. À ce titre, Ding et Stolowy (2003) concluent à ce que les sociétés qui activent la R&D sont celles qui sont cotées uniquement sur le marché financier français (au seuil de 0,0417), qui opèrent dans les secteurs de la haute technologie (au seuil de 0,0244) et qui ont un risque bêta plus élevé (0,0064).

Thibierge (2001) conclut, de sa part, à l'existence sur l'échantillon global comportant aussi bien des entreprises françaises qu'espagnoles d'une seule variable explicative de la décision d'activation des immatériels qu'est l'endettement de l'entreprise.

### **1.3.2. Le courant de recherches traitant de la pertinence de l'activation**

Au delà de l'objectif de manipuler les résultats, les dirigeants d'entreprises pourraient opter pour l'activation dans le but de transmettre aux investisseurs une information pertinente leur permettant d'évaluer la valeur réelle des projets de R&D (Cazavan-Jeny et Jeanjean, 2003 ; Callimaci et Landry, 2004).

La recherche sur la pertinence de l'activation de la R&D a été abordée de plusieurs manières. Alors que la plupart des études américaines antérieures ont examiné la pertinence des investissements en R&D à travers le temps et les secteurs d'activités au travers de l'étude de leur association aux plus forts résultats futurs (Bublitz et Ettredge, 1989 ; Sougiannis, 1994) ainsi qu'aux prix et rendements boursiers (Hirschey, 1982 ; Lev et Sougiannis, 1996 ; Chan, Lakonishok et Sougiannis, 2001), d'autres recherches récentes (Lev et Sougiannis, 1996 ; Healy *et al.*, 2002 ; Ballester, Garcia-Ayuso et Livnat, 2003) ont analysé la pertinence des dépenses de R&D en estimant le montant pouvant générer des avantages économiques futurs (c'est à dire une mesure du capital de R&D).

Ces études ont eu recours à des échantillons de firmes américaines qui comptabilisent la R&D en charges conformément à la SFAS n°2. Les chercheurs n'étant pas aptes à obtenir le montant de la R&D activée devraient, de ce fait, présumer que les dépenses de R&D ont été intégralement inscrites à l'actif et établir par la suite, une approximation de leur durée de vie utile en déterminant un taux d'amortissement approprié.

Cet important champ de la littérature empirique conclut à l'existence d'une association significative entre les investissements en R&D et la valeur de marché des firmes (Canibano,

Garcia-Ayuso et Sánchez, 2000) et fournit, de ce fait, la preuve sur leur pertinence notamment pour l'évaluation des titres d'entreprises. Il indique également que la perception de l'efficacité de la R&D par les acteurs du marché est brouillée par l'asymétrie d'information, ce qui prouvait la mauvaise évaluation (*mispricing*) des sociétés intensives en R&D (Lev et Sougiannis, 1996 ; Chan, Lakonishok et Sougiannis, 2001).

Cependant, dans les pays où les firmes sont autorisées (France, Grande Bretagne) ou obligées (IASB, Australie, Canada) à activer les dépenses de R&D si certaines conditions sont remplies, une directe analyse du signal adressé par la décision d'activation est rendue possible où les chercheurs auront à analyser des données réelles, telles qu'elles sont présentées aux états financiers.

De tel champ d'études attesterait d'une grande utilité pour les organismes de normalisation comptable du moment où il permet l'évaluation de la pertinence des normes comptables sur la R&D en utilisant un échantillon de firmes comptabilisant la R&D au bilan.

Dans ce cadre, plusieurs études ont été conduites et ce, dans plusieurs contextes dont le contexte australien (Abraham et Sidhu, 1998), canadien (Callimaci et Landry, 2004) et français (Ding et Stolowy, 2003 ; Cazavan-Jeny et Jeanjean, 2005).

Ces études parviennent à ce qu'il n'y a pas eu d'accord sur la nature du signal émis par la décision d'activation de la R&D. Alors que Cazavan-Jeny et Jeanjean (2003) en France tout comme Aboody et Lev (1998) aux États-Unis, Abraham et Sidhu (1998), Smith, Percy et Richardson (2001) et Yie Ke, Pham et Fargher (2004) en Australie, ainsi que Callimaci et Landry (2004) au Canada, concluent à la pertinence de l'activation et la considèrent ainsi comme étant un signal positif adressé par les dirigeants sur le succès de leur effort de R&D, Cazavan-Jeny et Jeanjean (2005) trouvent que l'inscription à l'actif de la R&D est associée négativement aux

cours et rendements boursiers. Elle agirait donc comme un signal négatif auprès des investisseurs.

Ces résultats laissent croire qu'en France, la structure de contrôle qui s'exerce sur le dirigeant n'évite pas un recours opportuniste à l'activation. Une autre explication tient au fait que les dirigeants, même s'ils optent pour l'activation de bonne foi, ne sont pas capables de discerner les projets de R&D aboutis de ceux non rentables.

Dans le même sens, Ely et Waymire (1999) parviennent à ce que l'association entre les bénéfices et les cours boursiers diminue lorsque le niveau activé des éléments immatériels augmente, ce qui confirme la perception des investisseurs suggérant que l'activation n'est qu'une stratégie opportuniste de gestion de résultats. Cependant, ils indiquent qu'une divulgation séparée des éléments immatériels renforce la relation cours-données comptables.

Toutefois, l'étude de Ding et Stolowy (2003), tout comme celle de Godfrey et Koh (2001) menée en Australie, concluent à ce que l'activation de la R&D n'améliore pas la qualité informationnelle des données comptables des sociétés françaises par rapport à la valeur boursière. Le marché ne tient donc pas compte du fait que les investissements en R&D soient activés ou passés en charges : ce marché paraît donc neutre.

## **2. Hypothèses et données**

Après avoir formulé les hypothèses de recherche, nous exposons les modalités du choix de l'échantillon, le mode de collecte des données et la période d'étude.

### **2.1. Hypothèses**

À partir de la revue de la littérature théorique, nous avons identifié deux genres de motivations expliquant la décision d'activation de la R&D et discriminé ainsi deux types d'incitations. Il s'agit soit des incitations opportunistes (Hypothèses H1 et H2) ou celle de meilleure information (Hypothèse H3).

### **2.1.1. L'hypothèse des clauses restrictives des contrats de dettes**

Selon l'hypothèse de dette, les dirigeants des entreprises proches des seuils fixés dans les contrats d'endettement auront tendance à choisir l'activation des dépenses de R&D puisqu'elle est une méthode qui augmente le résultat et les capitaux propres (Daley et Vigeland, 1983 ; Aboody et Lev, 1998 ; Thibierge, 2001 ; Landry et Callimaci, 2003). Ce qui nous permet d'émettre l'hypothèse H1 qui est alors la suivante :

**H1:** *Les entreprises activant les dépenses de R&D sont plus endettées que les entreprises qui les passent en charges.*

### **2.1.2. L'hypothèse des coûts politiques**

D'après cette hypothèse, les entreprises les plus visibles politiquement et donc de plus grande taille préfèrent les méthodes comptables qui diminuent le résultat. Ces firmes seront donc enclines à passer leurs dépenses de R&D en charges (Daley et Vigeland, 1983 ; Aboody et Lev, 1998 ; Oswald, 2000 ; Landry et Callimaci, 2003). D'où l'hypothèse H2 :

**H2 :** *Les entreprises activant les dépenses de R&D sont de plus petite taille que les entreprises qui les passent en charges.*

### **2.1.3. L'hypothèse de la pertinence du signal de l'activation**

L'activation des dépenses de R&D est présumée refléter les anticipations des dirigeants et réduire les asymétries d'information entre l'entreprise et les investisseurs. Il en découlerait une meilleure adéquation entre les données comptables et la valorisation de l'entreprise.

La comptabilisation à l'actif de la R&D constituerait un signal positif émis par les dirigeants pour informer les investisseurs sur la réussite des efforts de recherche déployés par l'entreprise (Hughes et Kao, 1991 ; Cazavan-Jeny et Jeanjean, 2003 ; Callimaci et Landry, 2004). Elle signifie que le produit résultant des travaux de R&D sera prochainement mis au marché et

qu'il pourrait générer des avantages économiques futurs. Cette logique nous permet de formuler l'hypothèse **H3** : *L'actif de R&D est positivement associé au cours boursier.*

## **2.2. Données**

### **2.2.1. Choix de l'échantillon**

L'étude porte sur un échantillon initial de 250 entreprises cotées qui font partie de l'indice SBF 250 en décembre 2005. Nous avons choisi cet indice boursier vu qu'il est composé de 250 valeurs sélectionnées par Euronext Paris pour leur caractère représentatif des titres français cotés et issues de 12 secteurs économiques différents. Ceux-ci lui assurent une bonne représentativité sectorielle en lui permettant de mesurer l'évolution générale du marché.

Certains secteurs à fonctionnement financier atypique tels les secteurs bancaire, immobilier et d'assurance ont été retirés de l'échantillon initial.

À partir des sociétés non financières et non immobilières, nous avons analysé leurs rapports annuels de la période allant de 2000 à 2004 pour identifier si ces sociétés communiquaient sur la R&D d'une manière relativement régulière en fournissant le montant des dépenses de R&D. Pour ce faire, nous avons mené une recherche textuelle à partir des fichiers dressés au format PDF à l'aide des termes « *recherche* », « *développement* », « *recherche & développement* » ou « *R&D* ».

Nous avons ainsi suggéré que les sociétés qui ne mentionnaient jamais la R&D dans leur rapport annuel, sous l'un de ces termes, n'exerçait aucune activité de R&D.

C'est sur la base de telles sociétés, que nous allons expliquer la stratégie d'activation. L'échantillon final est constitué ainsi de 66 entreprises dont l'identification est récapitulée au niveau du tableau 1 ci-dessous.

### **Tableau 1.**

#### **Identification de l'échantillon d'étude**

Nombre de sociétés faisant partie de l'indice SBF 250	250
- Sociétés financières et immobilières	31
= Sociétés non financières et non immobilières	219
- Sociétés dont les données sont manquantes du fait soit de l'indisponibilité ou du caractère confidentiel des rapports annuels des entreprises étudiées	10
- Sociétés françaises ne communiquant pas sur la R&D et/ou ne fournissant pas le montant des dépenses de R&D	143
= Sociétés communiquant sur la R&D et fournissant le montant des dépenses de R&D	66
= Échantillon de l'étude	

La répartition des observations de l'échantillon par secteur d'activité est fournie dans le tableau suivant :

**Tableau 2.**

**Répartition des observations de l'échantillon par secteur d'activité**

<b>Secteur d'activité</b>		<b>Fréquence</b>
<b>Secteur traditionnel</b>	Aéronautique civile / Défense	9
	Automobile	24
	Biens de consommation	68
	Industrie	52
	Services	22
<b>Sous total</b>		175
<b>Secteur de la haute technologie</b>	Ingénierie	14
	Logiciel	51
	Matériel informatique	38
	Pharmacie / Biotechnologie	27
<b>Sous total</b>		130
<b>Total</b>		305

**2.2.2. Collecte des données**

Nous avons saisi les données financières et comptables à partir des rapports annuels des entreprises de l'échantillon. Pour ce qui concerne les données relatives aux cours boursiers et au lieu de cotation, nous avons eu également recours à la base « Yahoo ! Finance ».

**2.2.3. Période de l'étude**

L'étude porte sur un échantillon d'entreprises non financières cotées à la Bourse de Paris (indice SBF 250) et observé sur une période de cinq ans s'étalant de 2000 à 2004.

### 3. Méthodologie

Après avoir déterminé les variables et leurs mesures, nous précisons la démarche statistique poursuivie.

#### 3.1. Définition et mesure des variables

Dans ce qui suit, nous allons opérationnaliser autant les variables du modèle des déterminants de l'activation de la R&D que celles du modèle mesurant la pertinence de telle décision comptable.

##### 3.1.1. Les variables du modèle des déterminants de l'activation

###### a. La variable dépendante

La première variable dépendante de notre étude « $A_{it}$ » exprime le choix de la méthode de comptabilisation des dépenses de R&D. Il s'agit d'une variable dichotomique qui prend la valeur 1 pour les firmes qui activent les dépenses de R&D et la valeur 0 pour les firmes qui les passent en charges.

###### b. Les variables indépendantes ou explicatives

###### - Les variables d'intérêt

**Tableau 3.**

**Les variables d'intérêt du modèle des déterminants de l'activation**

Les variables	Désignations	Indicateurs	Signes attendus
Endettement	DT_TA <sub>it</sub>	Dettes financières totales / total de l'actif de l'entreprise i à l'année t	(+)
Taille	LOG_CB <sub>it</sub>	Le Logarithme en base de 10 de la capitalisation boursière de l'entreprise i à la fin de l'année t	(-)

**- Les variables de contrôle**

**Tableau 4.**

**Les variables de contrôle du modèle des déterminants de l'activation**

<b>Les variables</b>	<b>Désignations</b>	<b>Indicateurs</b>	<b>Signes attendus</b>
Niveau d'investissement en R&D	RD_CA <sub>it</sub>	Intensité de R&D = Dépenses annuelles de R&D / Chiffre d'affaires annuel de l'entreprise i à l'année t	(+/-)
Statut de cotation multiple	COT <sub>it</sub>	COT = 1, si l'entreprise i est cotée à l'année t croisement autant sur la Bourse de Paris que sur un marché financier américain (le <i>New York Stock Exchange (NYSE)</i> ou le <i>NASDAQ</i> ) COT = 0, sinon	(-)
Rentabilité	ROA <sub>it</sub>	Résultat net / total actif de l'entreprise i à l'année t	(-)
Niveau de stabilité des activités	VAR_CA <sub>it</sub>	Variation du chiffre d'affaires de l'entreprise i entre t et t-1 / chiffre d'affaires à l'année t-1	(+)
Variables temporelles : Variables indicatrices des années	AN2000 AN2001 AN2002 AN2003	AN2000 : une variable muette qui prend la valeur 1 lorsque l'année de l'observation est 2000 et 0 sinon ... AN2003 : une variable muette qui prend la valeur 1 lorsque l'année de l'observation est 2003 et 0 sinon	(?)

### **3.1.2. Les variables du modèle mesurant la pertinence de l'activation de la R&D**

#### **a. La variable dépendante**

La seconde variable dépendante de notre étude est le cours boursier. C'est le cours d'une action de l'entreprise  $i$  à la fin de l'année  $t$  qu'on note par  $P_{it}$ .

#### **b. Les variables indépendantes ou explicatives**

Les variables expliquant le cours boursier sont classées en deux catégories :

##### **- La variable d'intérêt**

- L'actif net de R&D par action de l'entreprise  $i$  à l'année  $t$  noté par  $ACTRDPA_{it}$ .

##### **- Les variables de contrôle**

- La valeur comptable des capitaux propres par action de l'entreprise  $i$  à l'année  $t$ , ajustée de l'actif net de R&D par action, telle que  $VCPAA_{it} = VCPA_{it} - ACTRDPA_{it}$ .

- Le résultat net par action de l'entreprise  $i$  à l'année  $t$  noté par  $RPA_{it}$ .

### **3.2. Présentation des deux modèles de régression**

L'analyse multivariée est menée au travers de deux régressions :

- Une régression logistique pour tester les deux hypothèses H1 et H2.

- Une régression linéaire sur le cours boursier pour tester l'hypothèse H3.

#### **3.2.1. Le modèle de la régression logistique**

Nous cherchons à expliquer la politique d'activation des dépenses de R&D. Alors que certaines entreprises optent pour l'inscription à l'actif de la R&D, d'autres choisissent de la passer plutôt en charges. Il s'agit d'une variable dichotomique qui prend deux positions possibles : les entreprises qui activent la R&D prennent la position 1 alors que celles qui la passent en charges prennent la position 0.

L'analyse la plus appropriée serait ainsi la régression logistique qui nous permet de juger du pouvoir explicatif des différentes variables dans la décision d'activation. Le modèle à tester est le suivant :

$$(1) \text{ LOG } [P_i (A_{it} = 1) / 1 - P_i (A_{it} = 1)] = \alpha_0 + \alpha_1 TD\_TA_{it} + \alpha_2 \text{ LOG\_CB}_{it} + \alpha_3 RD\_CA_{it} + \alpha_4 COT_{it} + \alpha_5 ROA_{it} + \alpha_6 VAR\_CA_{it} + \alpha_7 AN2000 + \alpha_8 AN2001 + \alpha_9 AN2002 + \alpha_{10} AN2003$$

La variable dépendante « $A_{it}$ » est une variable dichotomique qui prend la valeur 1 si l'entreprise  $i$  active ses dépenses de R&D à l'année  $t$  et 0 dans le cas contraire. Les variables indépendantes sont les différents déterminants de l'activation.

### 3.2.2. Le modèle de la régression linéaire sur des données de panel

La seconde analyse multivariée de notre étude consiste dans une régression linéaire multiple fondée sur le principe du modèle d'évaluation d'Ohlson (1995) et inspirée des méthodologies de recherches semblables à celles d'Aboody et Lev (1998) et de Kallapur et Kwan (2004).

En s'efforçant à expliquer le cours boursier par la variable mesurant l'activation de la R&D, nous cherchons à vérifier si l'information véhiculée par l'actif net de R&D présente une utilité pour les investisseurs. Le modèle empirique est donc le suivant :

$$(2) P_{it} = \beta_0 + \beta_1 RPA_{it} + \beta_2 VCPAA_{it} + \beta_3 ACTRDPA_{it} + \varepsilon_{it}$$

Avec,

$P_{it}$  : le cours d'une action de l'entreprise  $i$  à la fin de l'année  $t$ .

$RPA_{it}$  : le résultat net par action de l'entreprise  $i$  de l'année  $t$ .

$VCPAA_{it}$  : la valeur comptable des capitaux propres par action de l'entreprise  $i$  de l'année  $t$  et ajustée de la R&D activée, telle que  $VCPAA_{it} = VCPA_{it} - ACTRDPA_{it}$ .

$ACTRDPA_{it}$  : l'actif net de R&D par action de l'entreprise  $i$  pour l'année  $t$ .

$\varepsilon_{it}$  : le terme d'erreur de l'entreprise  $i$  de l'année  $t$ .

Toutes les variables du modèle sont déflatées par le nombre d'actions et ce, pour réduire la présence du problème d'hétéroscédasticité qui provient notamment de l'hétérogénéité des entreprises (Barth, Beaver et Landsman, 1992).

Si le signal véhiculé par l'activation de la R&D est pertinent alors le coefficient  $\beta_3$  devrait être significativement positif. La pertinence devrait donc impliquer que le signal de la direction de leur information privée sur les avantages probables futurs associés aux dépenses de R&D est considéré comme crédible et que les facteurs opportunistes ne l'emportent plus sur la valeur de signalisation de la décision d'activation.

#### **4. Présentation et interprétation des Résultats**

##### **4.1. Les résultats des statistiques descriptives**

Une première étape pour examiner les tendances globales des différentes variables de l'étude consiste à diviser l'échantillon en deux sous groupes : un premier groupe ( $G_1$ ), représentant les entreprises qui activent leurs dépenses de R&D et un second groupe ( $G_2$ ), qui reflètent les entreprises passant les dites dépenses en charges.

Les résultats autant des statistiques descriptives des variables numériques que ceux des fréquences de la variable binaire (COT) des deux sous groupes sont récapitulés dans les deux tableaux suivants :

**Tableau 5.****Les statistiques descriptives des variables numériques par groupe d'entreprises**

Indicateurs	Groupe d'entreprises qui activent la R&D (G <sub>1</sub> )		Groupe d'entreprises qui passent la R&D en charges (G <sub>2</sub> )	
	Moyenne	Écart type	Moyenne	Écart type
DT_TA	<b>0,19317</b>	0,145999	<b>0,24001</b>	0,136346
LOG_CB	<b>8,18739</b>	0,727127	<b>9,06154</b>	0,871515
RD_CA	<b>0,04474</b>	0,046152	<b>0,05614</b>	0,064184
ROA	0,03315	0,074246	0,01887	0,076519
VAR_CA	<b>0,25050</b>	0,282352	<b>0,15923</b>	0,181259

**Tableau 6.****Les fréquences de la variable binaire par groupe d'entreprises**

Indicateurs	Variables	Groupe d'entreprises qui activent la R&D (G <sub>1</sub> )		Groupe d'entreprises qui passent la R&D en charges (G <sub>2</sub> )	
		Fréquence	Pourcentage	Fréquence	Pourcentage
COT	Cotation unique sur la Bourse de Paris	41	82 %	158	62 %
	Cotation multiple	<b>9</b>	18 %	<b>97</b>	38 %
Total		50	100 %	255	100 %

Il ressort de ces deux tableaux, les constats suivants :

- Uniquement 9 entreprises parmi les 50 entreprises faisant partie du groupe d'entreprises qui activent la R&D ( $G_1$ ) sont cotées croisement autant sur la Bourse de Paris que sur un marché financier américain (le *New York Stock Exchange (NYSE)* ou le *NASDAQ*) soit 18 % contre une fréquence de 38 % pour le groupe d'entreprises qui passent la R&D en charges ( $G_2$ ).
- Les variables représentant le ratio d'endettement (DT\_TA), la taille (LOG\_CB) ainsi que le niveau d'investissement en R&D (RD\_CA) et le niveau de stabilité des activités (VAR\_CA) sont différentes entre les deux groupes et ce, du point de vue de leurs moyennes respectives. Alors que les trois premières sont plus importantes chez le groupe d'entreprises qui opte pour le passage en charges de leurs dépenses de R&D, la dernière est plus élevée chez le groupe d'entreprises qui choisit l'activation des dites dépenses.
- En moyenne, la variable reflétant la rentabilité de l'entreprise (ROA) ne varie pas considérablement entre les deux groupes d'entreprises.

Toutefois, il faut souligner que ces résultats ne sont que difficilement interprétables vu qu'on n'opère qu'une comparaison à l'absolu entre les moyennes respectives des différentes variables pour les deux groupes.

Ainsi, pour pouvoir décider de la diversité des distributions des variables explicatives du choix de comptabilisation des dépenses de R&D entre les deux groupes, nous devons examiner la signification statistique de cette différence. Cette étape de comparaison des moyennes consistera le premier ingrédient de l'analyse univariée

#### **4.2. Les résultats de l'analyse univariée**

L'identification des divergences des variables explicatives entre le groupe d'entreprises qui active les frais de R&D de celui qui les passe plutôt en charges est assurée via les tests paramétriques de

comparaison des moyennes (test de Student), les tests non paramétriques de comparaison des rangs (test de Wilcoxon-Mann-Whitney), le test de Khi-deux d'indépendance et les tableaux croisés pour ce qui a trait à l'analyse de la variable binaire.

Pour décider de l'utilisation soit des tests paramétriques ou des tests non paramétriques, nous devons tout d'abord examiner la normalité de la distribution des variables et ce, au travers du test de Kolmogorov-Smirnov. Les tests de normalité peuvent être résumés ainsi :

**Tableau 7.**

**Tests de normalité de Kolmogorov-Smirnov**

<b>Indicateurs</b>	<b>Groupes</b>	<b>DT_TA</b>	<b>LOG_CB</b>	<b>RD_CA</b>	<b>ROA</b>	<b>VAR_CA</b>
<b>Z de Kolmogorov- Smirnov</b>	G <sub>1</sub>	1,053	1,011	1,587	0,856	1,471
	G <sub>2</sub>	0,777	1,396	3,076	2,902	3,312
<b>Signification</b>	G <sub>1</sub>	<b>0,218</b>	0,258	0,013	0,457	0,026
	G <sub>2</sub>	<b>0,582</b>	0,041	0,000	0,000	0,000

H<sub>0</sub> : les variables ont une distribution normale.

Accepter H<sub>0</sub> (P > α = 0,05).

Les résultats de ce test montrent qu'uniquement la distribution de la variable représentant le niveau d'endettement (DT\_TA) est normale au sein des deux sous groupes G<sub>1</sub> et G<sub>2</sub>, alors que ces mêmes résultats rejettent l'hypothèse de normalité pour les variables reflétant autant la taille (LOG\_CB), le niveau d'investissement en R&D (RD\_CA), la rentabilité de l'entreprise (ROA) ainsi que le niveau de stabilité des activités (VAR\_CA).

#### 4.2.1. Analyse univariée de la variable représentant l'endettement de l'entreprise

Puisque la normalité de la variable reflétant l'endettement (DT\_TA) qui est la première condition d'application du test de Student est vérifiée, nous devons examiner par la suite la seconde condition de ce même test, à savoir l'égalité des variances dans les deux sous groupes. La vérification de l'hypothèse d'égalité des variances est effectuée en recourant à la statistique de Levene.

**Tableau 8.**

##### **Le test de Levene d'égalité des variances dans les deux groupes**

<b>Indicateur</b>	<b>F</b>	<b>Signification</b>
DT_TA	1,730	0,189

$H_0$  : les variances des populations sont égales.

Accepter  $H_0$  ( $P = 0,189 > \alpha = 0,05$ ).

Les résultats du test de Levene nous permettent d'accepter l'hypothèse d'égalité des variances dans les groupes. Ce qui nous permet de recourir au test de Student dont les résultats sont résumés dans le tableau suivant :

**Tableau 9.**

##### **Le test de Student de comparaison des moyennes**

<b>Indicateurs</b>	<b>Groupe</b>	<b>Effectifs</b>	<b>Moyenne</b>	<b>Différence de moyenne</b>	<b>t</b>	<b>Degré de liberté</b>	<b>Signification</b>
DT_TA	G <sub>1</sub>	50	0,19317	-0,04684	-2,195	303	<b>0,029**</b>
	G <sub>2</sub>	255	0,24001				

$H_0$  : moyenne de G<sub>1</sub> = moyenne de G<sub>2</sub>.

Rejeter  $H_0$  ( $P = 0,029 < \alpha = 0,05$ ). \*\* Significatif au seuil de 5 %.

Les résultats du test de *Student* montrent que la variable représentant le niveau d'endettement (DT\_TA) est significativement plus faible chez le groupe qui active la R&D et ce, au seuil de signification de 5 %. Ce résultat corrobore celui de notre analyse descriptive.

#### 4.2.2. Analyse univariée des autres variables déterminantes de l'activation

Puisque la normalité des distributions des variables reflétant la taille (LOG\_CB), le niveau d'investissement en R&D (RD\_CA), la rentabilité de l'entreprise (ROA) ainsi que le niveau de stabilité des activités (VAR\_CA) n'est pas vérifiée, nous avons eu recours au test non paramétrique de Wilcoxon-Mann-Whitney. Les résultats de ce test sont illustrés dans le tableau suivant :

**Tableau 10.**

#### Le test de Wilcoxon-Mann-Whitney de comparaison des rangs

Indicateurs	Groupe	Effectifs	Rang moyen	Z	Signification
LOG_CB	G <sub>1</sub>	50	78,06	-6,571	<b>0,000</b> ***
	G <sub>2</sub>	255	167,69		
RD_CA	G <sub>1</sub>	50	132,24	-1,820	<b>0,069</b> *
	G <sub>2</sub>	255	157,07		
ROA	G <sub>1</sub>	50	169,28	-1,428	0,153
	G <sub>2</sub>	255	149,81		
VAR_CA	G <sub>1</sub>	50	191,20	-3,350	<b>0,001</b> ***
	G <sub>2</sub>	255	145,51		

Z : Test d'indépendance des deux groupes ( $H_0$  : rang moyen  $G_1 =$  rang moyen  $G_2$ ).

Rejet de  $H_0$ . \*\*\* Significatif au seuil de 1 %, \*\* Significatif au seuil de 5 %, \* Significatif au seuil de 10 %.

Les résultats de ce test indiquent que les entreprises qui passent les dépenses de R&D en charges sont significativement plus grandes (au seuil de 0,1 %), qui investissent plus intensivement en R&D (au seuil de 10 %) et dont les activités sont plus stables entre les différents exercices comptables (au seuil de 0,1 %) que le groupe d'entreprises qui active ce même type de dépenses. Ces résultats corroborent l'analyse descriptive.

#### 4.2.3. Analyse univariée de la variable binaire

##### a. Tableau croisé

Les tableaux croisés permettent d'analyser la relation entre une variable explicative et à expliquer qui sont toutes les deux de type dichotomique. Le résultat est résumé dans le tableau croisé suivant :

**Tableau 11.**

**Tableau croisé activation \* statut de cotation**

		A		Total
		Passation en charges	Activation	
COT	Cotation unique sur la Bourse de Paris	158	41	199
	Cotation multiple	97	9	106
Total		255	50	305

Ce tableau montre que :

- 97 parmi les 255 entreprises qui ont choisi de passer leurs dépenses de R&D en charges sont cotées croisement autant sur la Bourse de Paris que sur un marché financier américain contre 158 entreprises qui sont cotées uniquement sur la Bourse de Paris.
- Uniquement 9 entreprises qui ont opté pour l'activation des dépenses de R&D disposent d'un statut de cotation multiple alors que les 41 entreprises restantes possèdent un statut de cotation unique sur la Bourse de Paris.

#### **b. Le test de Khi-deux**

Quant au résultat du test de Khi-deux qui mesure l'interdépendance de la variable binaire COT entre les deux groupes, il se présente comme suit :

**Tableau 12.**

#### **Le test de Khi-deux d'indépendance**

<b>Indicateur</b>	<b>Khi-deux</b>	<b>Signification</b>
COT	7,403	<b>0,007<sup>***</sup></b>

Test de Khi-deux d'indépendance entre les deux groupes.

Rejet de  $H_0$  ( $P = 0,007 < \alpha = 0,05$ ). \*\*\* Significatif au seuil de 1 %.

Le test de Khi-deux montre que l'hypothèse de l'indépendance est rejetée. En effet, une nette dépendance est mise en avant entre l'activation et la variable COT au seuil de signification de 1 %.

À partir de ces résultats univariés, on conclut, qu'en moyenne, les entreprises qui activent les dépenses de R&D sont moins endettées, de plus petite taille, qui investissent moins en R&D, qui sont cotées uniquement sur la Bourse de Paris et dont les activités entre les différents

exercices comptables sont plus irrégulières que les entreprises qui passent les dites dépenses en charges.

### 4.3. Les résultats de la corrélation des variables

Une étude de corrélation entre les différentes variables est conduite et ce, afin d'éviter toute redondance potentielle. Il s'agit de la méthode de corrélation de Spearman pour ce qui concerne les variables expliquant le choix de comptabilisation de la R&D ainsi que celle de Pearson quant aux variables expliquant le cours boursier.

#### 4.3.1. Les résultats de la corrélation de Spearman

Les résultats de la corrélation de Spearman sont présentés dans le tableau 13 :

**Tableau 13.**

#### **La matrice de corrélation de Spearman**

<b>Indicateurs</b>	A	DT_TA	LOG_CB	RD_CA	COT	ROA	VAR_CA
A	1						
DT_TA	-0,112	1					
LOG_CB	<b>-0,377**</b>	0,191**	1				
RD_CA	-0,104	-0,283**	-0,269**	1			
COT	<b>-0,156**</b>	-0,106	0,305**	0,047	1		
ROA	0,082	-0,147*	-0,042	0,004	-0,192**	1	
VAR_CA	<b>0,192**</b>	-0,092	-0,097	0,138*	0,074	-0,006	1

\*\* La corrélation est significative au niveau 0,01 (bilatéral).

\* La corrélation est significative au niveau 0,05 (bilatéral).

D'après cette matrice, on peut remarquer autant une corrélation significative à un seuil de 1 % entre l'activation et les variables taille (LOG\_CB), statut de cotation multiple (COT) et niveau de stabilité des activités de l'entreprise (VAR\_CA) d'une part, qu'une corrélation significative de l'ordre de 10 % entre l'activation et les variables endettement et niveau d'investissement en R&D (RD\_CA), d'autre part.

Autant ces résultats corroborent ceux issus des tests de comparaisons des moyennes et des rangs, que le sens de telles associations conforte nos attentes déjà postulées.

On constate, par ailleurs, que les valeurs de corrélation entre les différentes variables indépendantes sont relativement faibles quoi qu'il existe plusieurs corrélations significatives au seuil de 1 %. De plus, la plus importante corrélation a atteint une valeur de 30,5 % (significative à 1 %).

#### 4.3.2. Les résultats de la corrélation de Pearson

Les résultats de la corrélation de Pearson se présentent ainsi :

**Tableau 14.**

#### **La matrice de corrélation de Pearson**

<b>Indicateurs</b>	P	RPA	VCPAA	ACTRDPA
P	1			
RPA	<b>0,560<sup>**</sup></b>	1		
VCPAA	<b>0,647<sup>**</sup></b>	0,488 <sup>**</sup>	1	
ACTRDPA	0,054	0,067	0,015	1

<sup>\*\*</sup> La corrélation est significative au niveau 0,01 (bilatéral).

D'après cette matrice, on peut remarquer une corrélation significative à un seuil de 1 % entre le cours boursier (P) d'une part, et les variables résultat par action (RPA) et valeur comptable par action ajustée de la R&D (VCPAA).

On en constate, par ailleurs, que les variables explicatives sont parfaitement indépendantes, ce qui affirme que chacune d'elles dispose d'un contenu informationnel différent de celui des autres variables.

On peut déduire donc que le problème de multicollinéarité ne se présente pas entre ces différentes variables explicatives. L'estimation des deux modèles de régressions logistique et linéaire serait, de ce fait, légitimement suffisante et on n'aura pas donc besoin de définir des spécifications.

#### **4.4. L'analyse multivariée**

##### **4.4.1. Les résultats de la régression logistique**

Le modèle de la régression logistique à tester est spécifié en coupe instantanée et est estimé via la méthode du maximum de vraisemblance. Le test de la significativité globale du modèle est effectué au travers de la mesure de Khi-deux (la vraisemblance) qui permet de vérifier si les variables du modèle sont significatives dans leur globalité. Les résultats de ce test sont donnés dans le tableau 15 :

**Tableau 15.**

**Le test de la significativité globale des variables du modèle**

<b>Test</b>	<b>Valeur</b>
<b>- 2 log vraisemblance</b>	198,352
<b>Khi-deux</b>	73,792
<b>Degré de liberté</b>	10
<b>Signification</b>	<b>0,000</b> <sup>***</sup>

$H_0$  : les variables retenues ne sont pas significatives dans leur globalité.

Rejet de  $H_0$  ( $P = 0,000 < \alpha = 0,05$ ). <sup>\*\*\*</sup> Significatif au seuil de 1 %.

Le test de Khi-deux nous permet de rejeter l'hypothèse nulle et d'accepter le fait que les variables retenues dans le modèle de la régression logistique sont significatives à un seuil de signification égal à 0,1 %. On peut déduire ainsi que les variables explicatives, prises ensembles, expliquent bien le choix des entreprises pour l'activation de leurs dépenses de R&D.

Un modèle est qualifié de qualité s'il se dispose d'un Pseudo  $R^2$  assez élevé. Dans notre cas, le  $R^2$  de Cox & Snell est de 21,5 % alors que le  $R^2$  de Nagelkerke est de 36,4 %. Ce qui nous permet donc de juger du pouvoir explicatif assez important de notre modèle.

De plus, le taux de bon classement est un indicateur qui mesure le pouvoir prédictif du modèle. Les résultats y afférents sont résumés dans le tableau 16 :

**Tableau 16.**

**Le pouvoir prédictif du modèle : le taux de bon classement**

<b>Groupe d'origine Entreprises :</b>	<b>Groupe d'affectation</b>			
	<b>Entreprises :</b>			
	<b>n'activant pas la R&amp;D</b>	<b>activant la R&amp;D</b>	<b>Total</b>	<b>Taux de bon classement</b>
<b>n'activant pas la R&amp;D</b>	<b>250</b>	<b>5</b>	<b>255</b>	<b>98 % = (250/255)</b>
<b>activant la R&amp;D</b>	<b>27</b>	<b>23</b>	<b>50</b>	<b>46 % = (23/50)</b>
<b>Total</b>	<b>277</b>	<b>28</b>	<b>305</b>	<b>89,5 % = (250+23)/305</b>

Les résultats de ce tableau montrent que 89,5 % des entreprises de notre échantillon d'étude sont correctement reclassées. Ce qui nous permet de juger en définitive, du pouvoir prédictif assez important de notre modèle.

Quant aux résultats de l'estimation des paramètres et de leur significativité, ils sont donnés dans le tableau suivant :

**Tableau 17.****Les résultats de l'estimation des coefficients de la régression logistique**

<i>Indicateurs</i>	<i>Signe attendu</i>	<i>Coefficients estimés</i>	<i>La statistique de Wald</i>	<i>Signification</i>
DT_TA	+	- 2,519	2,619	0,106
LOG_CB	-	- 1,664	27,517	<b>0,000</b> <sup>***</sup>
RD_CA	+/-	- 13,309	8,647	<b>0,003</b> <sup>***</sup>
COT	-	- 0,043	0,008	0,927
ROA	-	+ 0,630	0,054	0,816
VAR_CA	+	+ 3,274	11,050	<b>0,001</b> <sup>***</sup>
Constante	?	+ 13,591	24,538	0,000 <sup>***</sup>

<sup>\*\*\*</sup> Significatif au seuil de 1 %, <sup>\*\*</sup> Significatif au seuil de 5 %, <sup>\*</sup> Significatif au seuil de 10 %.

En contemplant le tableau d'estimation des paramètres, on remarque que les coefficients relatifs aux variables taille et niveau de stabilité des activités sont significatifs, celui du statut de cotation de l'entreprise ne l'est pas, mais tous les trois ont le signe prédit. Toutefois, les variables représentant l'endettement et la rentabilité de l'entreprise manifestent une influence dont le sens est non significatif et contraire à celui prédit.

Pour ce qui est de la variable niveau d'investissement en R&D, les résultats marquent une relation significative et négative entre cette variable et la politique d'activation.

Par conséquent, l'endettement en tant que proxy pour les contraintes imposées contractuellement par les créanciers aux entreprises n'est pas un facteur déterminant et explicatif du choix de l'activation des dépenses de R&D dans le contexte des entreprises françaises.

De plus, le sens de la relation liant le niveau d'endettement au choix d'activation de la R&D en tant que politique comptable augmentant le résultat est négatif et contraire aux prédictions de la théorie politico-contractuelle et particulièrement à l'hypothèse de dette.

Cette conclusion nous permet de rejeter l'hypothèse **H1** selon laquelle *les entreprises activant les dépenses de R&D sont plus endettées que les entreprises qui les passent en charges.*

Les résultats de notre étude sont contraires à ceux obtenus par les études autant de Inoue et Thomas (1996) et de Mande et *al.* (2000) réalisées dans le contexte japonais, que celle de Thibierge (2001) dans le contexte français, et de Landry et Callimaci (2003) menée sur un échantillon de firmes canadiennes intensives en R&D.

Le sens négatif de la relation liant l'endettement au choix d'activation des dépenses de R&D peut être expliqué par le fait que les entreprises endettées françaises pourraient choisir d'autres procédures comptables qui augmentent le résultat autre que celle de l'activation de la R&D dans le but d'améliorer leurs ratios d'endettement et d'échapper ainsi à la violation des clauses restrictives d'endettement. Elles pourraient par exemple opter pour l'activation d'autres éléments immatériels telles les dépenses de publicité, de formation, ou encore opter pour la capitalisation des charges financières.

Aussi, nous nous sommes contentés de l'utilisation du ratio d'endettement comme proxy pour les restrictions imposées par les contrats de dettes. Or, il existe plusieurs autres types de clauses contractuelles d'endettement destinées à limiter différents transferts de richesse autre que le niveau d'endettement de l'entreprise, telles que les restrictions sur le montant des dividendes à distribuer, sur l'actif net minimum ou encore sur le fond de roulement (Smith et Warner, 1979 ; Jensen et Meckling, 1976).

Autant l'inversion de cette relation par rapport à la prédiction de la théorie politico-contractuelle que le constat de la divergence des résultats en la matière peuvent être expliqués par

le fréquent recours aux clauses restrictives d'endettement dans le monde anglo-saxon contrairement à la pratique française.

Les résultats de la régression logistique concluent par ailleurs à ce que la taille en tant que proxy pour la visibilité politique de l'entreprise soit un facteur déterminant et explicatif du choix d'activation des dépenses de R&D dans le contexte des entreprises françaises. Cette conclusion nous conduit à confirmer l'hypothèse **H2** qui stipule que *les entreprises activant les dépenses de R&D sont de plus petite taille que les entreprises qui les passent en charges.*

La constatation de ce lien régulièrement négatif et significatif entre l'activation de la R&D et la taille valide ainsi et particulièrement dans le contexte français, l'hypothèse des coûts politiques, selon laquelle une société de grande taille sera fondée à opter pour des procédures comptables qui réduisent son résultat (comme l'activation des frais afférents à la R&D), pour éviter de déclencher des actions de la part de l'État, de nouveaux entrants sur le marché, ou des syndicats et des salariés.

Alors que certaines études ont confirmé cette hypothèse notamment dans le contexte américain (Hagerman et Zmijewski, 1979 ; Watts et Zimmerman, 1986 ; ...), d'autres l'ont plutôt infirmé (Bowen, Norween et Lacey, 1981 ; ou encore Saâda, 1993, 1995 ; Thibierge, 2001 ; Ding, Stolowy et Tenenhaus, 2004... dans le contexte français).

La divergence de tels résultats tient au fait que la variable taille, utilisée généralement comme proxy pour les coûts politiques, peut rendre compte de plusieurs autres influences tels que le niveau des avantages concurrentiels, le risque de faillite, les opportunités d'investissement.

Quoi que le résultat de notre étude supporte les conclusions parvenues autant par Daley et Vigeland (1983) et Aboody et Lev (1998) dans le contexte américain ainsi que par Oswald (2000) en Grande Bretagne et Landry et Callimaci (2003) au Canada, il se trouve en contradiction avec ceux déjà obtenus par Dumontier et Raffournier (1990) et Saâda (1995) sur des données

françaises. Ces derniers ont trouvé, contrairement aux chercheurs anglo-saxons, que les entreprises de grande taille sont enclines à choisir les procédures comptables qui permettent non plus de minorer leurs résultats mais de les augmenter.

Ces mêmes résultats montrent que les entreprises françaises dont l'intensité de R&D est élevée ont tendance à passer leurs dépenses de R&D en charges au lieu de les porter à l'actif. Elles préfèrent donc la stratégie de communication sur la R&D à l'activation.

Aussi, les entreprises cotées croisement autant sur la Bourse de Paris que sur un marché financier anglo-saxon ne vont pas aligner leurs pratiques sur les normes américaines et elles n'auront pas donc tendance à passer leurs frais de R&D en charges.

Quant aux entreprises de faible niveau de rentabilité, elles ne préfèrent pas l'activation de la R&D à la méthode alternative : celle de la passation en charges dans le but d'optimiser leurs résultats comptables. Alors que celles dont les activités sont irrégulières entre les différents exercices comptables ont tendance à opter pour de telle activation et ce, en vue de lisser leurs résultats comptables.

Enfin, les variables temporelles sont avérées sans incidence significative et ne peuvent être par conséquent, considérées comme déterminantes du choix d'activation de la R&D. Ceci tient au fait que les méthodes comptables retenues par les entreprises françaises en matière de comptabilisation des dépenses de R&D ne changent pas significativement d'une année à une autre et ce, en respect du principe de permanence des méthodes comptables.

#### **4.4.2. Les résultats de la régression linéaire**

Le tableau suivant résume les résultats de l'estimation de notre modèle linéaire sur des données de panel<sup>8</sup>.

**Tableau 18.****Les résultats de l'estimation des coefficients de la régression linéaire**

<b>Indicateurs</b>	<b>Signe attendu</b>	<b>Coefficients estimés</b>	<b>La statistique de Student</b>	<b>Signification</b>
RPA	+	+2,51858	5,68302	<b>0,000</b> <sup>***</sup>
VCPAA	+	+0,721677	8,19287	<b>0,000</b> <sup>***</sup>
ACTRDPA	+	+1,89440	1,11814	0,264
Constante	?	+20,8979	6,77736	0,000 <sup>***</sup>
R <sup>2</sup> ajusté	0,491098			

<sup>\*\*\*</sup> Significatif au seuil de 1 %.

Il ressort de l'analyse économétrique que la variance expliquée par notre modèle linéaire, captée par le coefficient de détermination ajusté, est de 49,1098 %.

Les résultats de ce tableau montrent, conformément aux études antérieures et comme prédits, des associations positives et significatives entre le cours boursier et les variables résultat par action et valeur comptable ajustée par action.

Le coefficient sur la variable (VCPAA) est inférieur à l'unité et très largement supérieur à l'unité sur la variable (RPA), ce qui suggère que pour notre échantillon d'étude, le cours boursier s'explique plus par les flux (RPA) que par les stocks (VCPAA).

Au regard des résultats trouvés par cette étude, autant la valeur comptable, en tant qu'indicateur de la valeur liquidative, que le résultat par action, qui est un indicateur de la rentabilité future, constituent des informations utiles dans le processus d'évaluation des entreprises cotées françaises. Ces conclusions sont conformes à celles trouvées par Aboody et

Lev (1998) et Callimaci et Landry (2004) dans le contexte nord américain ainsi que par Cazavan-Jeny et Jeanjean (2005) en France.

En définitive, ces mêmes résultats indiquent que le coefficient sur la variable d'intérêt (ACTRDPA) est positif, ce qui implique que les entreprises qui décident d'activer leurs dépenses de R&D, ont un cours plus important. Toutefois, le coefficient associé est statistiquement non significatif étant donné l'importance du niveau de risque qui est égal à 26,4 %.

Par conséquent, l'activation des dépenses de R&D n'est pas associée avec un signal positif pour les investisseurs et les firmes qui activent leur R&D ne sont pas bien valorisées par le marché financier que les firmes qui la passent en charges.

L'activation des dépenses de R&D est neutre et ne semble pas délivrer un signal au marché et par conséquent, cette décision comptable n'est pas pertinente par rapport à la valeur boursière de l'entreprise. Cette déduction nous permet ainsi d'infirmer l'hypothèse **H3** selon laquelle *l'actif de R&D est positivement associé au cours boursier*.

Bien que nos résultats contrastent autant ceux trouvés auparavant dans le contexte nord américain notamment ceux des études d'Aboody et Lev (1998) et de Callimaci et Landry (2004), que ceux des études conduites en France telle celle de Cazavan-Jeny et Jeanjean (2005), ils se trouvent en conformité avec les conclusions parvenues par l'étude de Ding et Stolowy (2003) menée sur un échantillon de 68 entreprises françaises cotées.

Les résultats fournis par cette étude pourraient s'expliquer par les particularités dans la communication des informations financières sur le marché boursier français du fait d'un modèle de gouvernement d'entreprise très différent de celui en vigueur dans le monde anglo-saxon (Ding et Stolowy, 2003).

## **Conclusion**

L'objectif de cet article est double. Il s'agit tout d'abord d'identifier les facteurs explicatifs qui poussent les entreprises à opter pour l'activation des dépenses de R&D et d'examiner ensuite la pertinence du signal émis par de telle décision comptable pour les investisseurs.

Pour répondre à notre problématique de recherche, nous avons vérifié empiriquement, sur un échantillon d'entreprises françaises cotées, un certain nombre d'hypothèses empruntées à la théorie politico-contractuelle ainsi qu'à la théorie des signaux ou rencontrées suite à notre lecture de la revue de la littérature spécialisée en la matière et ce, en recourant à deux sortes d'analyses.

La première est une analyse univariée basée notamment sur les tests de Student et de Mann-Whitney de comparaison des moyennes et des rangs ainsi que sur des études de corrélation. Alors que la seconde est une analyse multivariée fondée sur deux types de régression : une régression logistique afin de juger du caractère explicatif des variables explicatives dans le choix de l'activation des dépenses de R&D et une régression linéaire sur le cours boursier pour mesurer la pertinence du signal de l'activation de ce même genre de dépenses.

Les résultats montrent que l'activation de la R&D constitue un outil privilégié dont disposent les dirigeants d'entreprises non plus pour signaler aux investisseurs les perspectives futures de leurs programmes de R&D, mais pour répondre de façon opportuniste à des enjeux contractuels dans le but de minimiser les coûts politiques ou encore pour lisser les résultats comptables. De plus, ces mêmes résultats indiquent que les entreprises françaises dont l'intensité de R&D est élevée ont tendance à passer leurs dépenses de R&D en charges en préférant ainsi la stratégie de communication sur la R&D à l'activation.

Toutefois, comme tout travail de recherche, cette étude soulève un certain nombre de limites. La première limite consiste dans la prise en compte d'un seul choix comptable, et non d'un portefeuille de choix reflétant la politique comptable des entreprises.

De plus, La recherche en comptabilité telle qu'est influencée par le courant «politico contractuel» initié notamment par Watts et Zimmerman (1978 ; 1986), se trouve en face à quelques critiques portant particulièrement sur le rôle social de la comptabilité, au profit d'une approche constructiviste de la théorie comptable (Hoarau, 1997 ; Lacroix, 1997).

Les sociétés françaises s'inscrivent dans la perspective d'une application obligatoire en 2005 des normes comptables internationales publiées par l'organisme international de normalisation comptable (l'IASB<sup>9</sup>) pour les sociétés européennes cotées.

Une voie de recherche future serait probablement d'identifier, dans le cadre de ce nouveau référentiel comptable et sur un échantillon de plusieurs pays européens, les déterminants qui poussent les entreprises à opter pour l'activation des dépenses immatérielles, voire les déterminants d'un portefeuille de choix reflétant la politique comptable des entreprises. Une autre piste de recherche serait par ailleurs de déterminer les causes expliquant la différence dans la diffusion d'informations financières sur le marché boursier français en comparaison avec celle en vigueur dans le monde anglo-saxon.

## Notes

---

1 Nous emploierons, tout au long de cet article, l'abréviation «R&D» pour désigner la recherche et le développement.

2 SFAS n°2 «Accounting for research and development costs».

3 IAS 38 «Intangibles Assets».

---

4 Il est à noter que le Conseil National de Comptabilité (CNC) a émis, à la date du 30 juin 2004, un avis se rapportant à la définition, la comptabilisation et l'évaluation des actifs. Cet avis 2004-15 s'attache à faire approcher les règles françaises de celles de l'organisme international de normalisation comptable (IASB) pour distinguer ainsi la phase de recherche de celle de développement. De surcroît, les trois conditions imposées par le PCG 99 sont spécifiées en conformité à celles requises par l'IAS 38 (Voir § 57 de l'IAS 38 et 3.3.3. de l'avis 2004-15) bien que l'activation demeure la méthode préférentielle et non obligatoire.

5 Voir Raffournier, B. (1990), "La théorie «positive» de la comptabilité : une revue de la littérature", *Économies et Sociétés, Série Sciences de Gestion n°16*, 11/1990, pp. 137-166.

6 IAS/IFRS 1: International financial reporting standard n°1.

7 SFAC 2: Statement financial accounting concept n°2.

8 Nous avons également procédé aux tests spécifiques aux données de panel. Il s'agit du test de Fisher d'homogénéité des constantes qui consiste à discriminer entre l'effet spécifique (existence des caractéristiques spécifiques pour chaque entreprise) et l'effet commun (absence des caractéristiques spécifiques pour chaque entreprise) et le test de spécification d'Hausman (1978) dont l'objet est de discriminer entre le modèle à effets aléatoires et le modèle à effets fixes. Le test de Fisher d'existence d'effets spécifiques a permis de rejeter l'hypothèse d'homogénéité puisque la probabilité (P-value = 0,000) est inférieure au seuil de 5 % (La valeur de la statistique de Fisher = 4,9339). Cela prouve l'existence d'un effet spécifique individuel mesuré à travers les  $\alpha_i$ . Quant au résultat du test d'Hausman, il montre que les effets sont aléatoires pour notre modèle de régression linéaire puisque la probabilité (P-value = 0,3015) est supérieure à 5 % (Test d'Hausman = 3,6526).

9 IASB: International accounting standards board.

---

## Bibliographie

ABOODY D. et LEV B. (1998), « The value relevance of intangibles: the case of software capitalization », *Journal of Accounting Research*, vol. 36 (supplement), pp. 161-191.

ABRAHAM T. et SIDHU B. K. (1998), « The role of R&D capitalisations in firm valuation and performance measurement », *Australian Journal of Management*, vol. 23, n°2, December, pp. 169-183.

BALLESTER M., GARCIA-AYUSO M. et LIVNAT J. (2003), « The economic value of the R&D intangible asset », *European Accounting Review*, vol. 12, n°4, pp. 605-633.

BARTOV E. et BODNAR G. (1996), « Alternative accounting methods, information asymmetry and liquidity: theory and evidence », *Accounting Review*, vol. 71, n° 3, July, pp. 397-418.

CALLIMACI A. et LANDRY S. (2004), « Market valuation of research and development spending under Canadian GAAP », *Canadian Accounting Perspectives*, vol. 3, n°1, pp. 33-53.

CANÍBANO L., GARCIA-AYUSO M. et SÁNCHEZ P. M. (2000), « Accounting for intangibles: a literature review », *Journal of Accounting Literature*, vol. 19, pp. 102-130.

CAZAVAN-JENY A. et JEANJEAN T. (2003), « Value relevance of R&D reporting: a signalling interpretation », *Working Paper*, DR 03021, ESSEC.

CAZAVAN-JENY A. et JEANJEAN T. (2005), « Pertinence de l'inscription à l'actif des frais de R&D : une étude empirique », *Comptabilité Contrôle Audit*, tome 11, vol. 1, mai, pp. 5-21.

COLASSE B. (1991), « Où il est question d'un cadre conceptuel français », *Revue de droit comptable*, n° 91-3, pp. 3-20.

DALEY L. A. et VIGELAND R.L. (1983), « The effects of debt covenants and political costs on the choice of accounting methods: the case of accounting for R&D costs », *Journal of Accounting and Economics*, vol. 5, December, pp. 195-211.

---

DING Y. et STOLOWY H. (2003), « Capitalisation des frais de R&D en France : déterminants et pertinence », *Cahier de recherche*, Université de Bordeaux.

DING Y., STOLOWY H. et TENENHAUS M. (2003), « R&D productivity: an international study », *Working Paper*, HEC School of Management.

DING Y., STOLOWY H. et TENENHAUS M. (2004), « Les déterminants de la stratégie de « capitalisation » des frais de recherche et développement en France », *Finance Contrôle Stratégie*, vol. 7, n°4, pp. 87-106.

DUMONTIER P. et RAFFOURNIER B. (1990), « The determinants of voluntary accounting changes: some additional evidence from french data », *Congrès de l'Association Européenne de Comptabilité (EAA)*.

DUMONTIER P. (2003), « Les manipulations comptables et la qualité de l'information communiquée aux investisseurs », *La Revue du Financier*, n°139, pp. 65-73.

ELY K. et WAYMIRE G. (1999), « Intangible assets and stock prices in the Pre-SEC Era », *Journal of Accounting Research*, vol. 37 (supplement), pp. 17-44.

FINANCIAL ACCOUNTING STANDARDS BOARD (1974), *Statement of Financial Accounting Standards n°2: Accounting for research and development costs*. Stamford, CT: FASB.

GODFREY J. et KOH P. S. (2001), « The relevance to firm valuation of capitalising intangible assets in total and by category », *Australian Accounting Review*, vol. 11, n°2, pp. 39-47.

HEALY P.M., MYERS S. et HOWE C. (2002), « R&D accounting and the trade-off between relevance and objectivity », *Journal of Accounting Research*, vol. 40, n°3, pp. 677-710.

---

HOLTHAUSEN R. W. (1990), « Accounting method choice: opportunistic behaviour, efficient contracting and information perspective », *Journal of Accounting and Economics*, vol. 12, pp. 207-218.

HOARAU C. (1997), « Courants et traditions de recherche en comptabilité financière », *Revue de droit comptable*, n° 97-1, mars, pp. 73-90.

HUGHES J. S. et KAO J. L. (1991), « Economic implications of alternative disclosure rules for research and development costs », *Contemporary Accounting Research*, vol. 8, n° 1, Autumn, pp.152-169.

INOUE T. et THOMAS W. (1996), « The choice of accounting policy in Japan », *Journal of International Financial Management and Accounting*, vol. 7, pp. 1-23.

INTERNATIONAL ACCOUNTING STANDARDS COMMITTEE (1998), *IAS 38: Intangible assets*, London, IASC.

KALLAPUR S. et KWAN S. Y. S. (2004), « The value relevance and reliability of brand assets recognized by U. K. firms », *The Accounting Review*, vol. 79, n°1, pp. 151-172.

LANDRY S. et CALLIMACI A. (2003), « The effect of management incentives and cross-listing status on the accounting treatment of R&D spending », *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, vol. 12, pp. 131-152.

LEV B. et SOUGIANNIS T. (1996), « The capitalization, amortization, and value-relevance of R&D », *Journal of Accounting and Economic*, pp. 107-138.

OHLSON J. (1995), « Earnings, book values and dividends in security valuation », *Contemporary Accounting Research*, pp. 661-687.

---

OSWALD D.R. (2000), « The determinant and value relevance of the choice of accounting for research and development expenditures in the United Kingdom », *Working Paper*, London Business School.

OTA K. (2001), « The impact of valuation models on value-relevance studies in accounting: a review of theory and evidence », *Working Paper*, The Australian National University, School of Finance and Applied Statistics.

PLAN COMPTABLE GÉNÉRAL FRANÇAIS (1999).

SAÂDA T. (1994), « Étude empirique des politiques comptables en France à la lumière de la théorie positive de la comptabilité », *Annales du Management*, tome 1, *Comptabilité/Contrôle*, pp. 131-158.

SAÂDA T. (1995), « Les déterminants des choix comptables. Étude des pratiques françaises et comparaison franco-américaine », *Comptabilité Contrôle Audit*, tome 1, vol. 2, septembre, pp. 52-74.

SMITH D. T., M. PERCY et G. D. RICHARDSON (2001), « Discretionary capitalisation of R&D: Evidence on the usefulness in an Australian and Canadian context », *Advances in International Accounting*, vol. 14, pp. 15-46.

STOLOWY H. et BRETON G. (2003), « La gestion des données comptables : une revue de la littérature », *Comptabilité Contrôle Audit*, tome 9, vol. 1, mai, pp. 125-152.

THIBIERGE C. (1997), « Contribution à l'étude des déterminants de la comptabilisation des investissements immatériels », Thèse pour l'obtention du titre de Docteur en Sciences de Gestion, Université Paris IX – Dauphine.

---

THIBIERGE C. (2001), « Actifs immatériels, valorisation boursière et contrainte d'endettement : étude empirique sur les marchés français et espagnol », *Cahier de recherche*, ESCP-EAP, Département Finance.

WATTS R. L. et ZIMMERMAN J. L. (1990), « Positive accounting theory: a ten year perspective », *Accounting Review*, vol. 65, n°1, January, pp. 131-156.

YIE KE F., PHAM T. et FARGHER N. (2004), « The relevance to firm valuation of capitalised research and development expenditures », *Australian Accounting Review*, vol. 14, n°3, November, Accounting & Tax Periodicals.

**Annexe : Liste des entreprises de l'échantillon**

<b>SECTEURS TRADITIONNELS</b>		
<i>Aéronautique (civile / Défense)</i>	<input type="checkbox"/> LATECOERE	<input type="checkbox"/> THALES
<i>Automobile</i>	<input type="checkbox"/> FAURECIA <input type="checkbox"/> MICHELIN <input type="checkbox"/> PLAST.OMNIUM	<input type="checkbox"/> RENAULT <input type="checkbox"/> VALEO
<i>Biens de consommation</i>	<input type="checkbox"/> ALES GROUPE <input type="checkbox"/> BACOU-DALLOZ <input type="checkbox"/> BIC <input type="checkbox"/> CLARINS <input type="checkbox"/> DANONE <input type="checkbox"/> ESSILOR INTL <input type="checkbox"/> FIMALAC <input type="checkbox"/> LAFUMA	<input type="checkbox"/> PISCINES DESJOYAUX <input type="checkbox"/> PSB INDUSTRIES <input type="checkbox"/> RODRIG.GR.SNP.HOLD. <input type="checkbox"/> SEB <input type="checkbox"/> SUEZ <input type="checkbox"/> TOTAL <input type="checkbox"/> VILMORIN CLAUSE
<i>Industrie</i>	<input type="checkbox"/> AIR LIQUIDE <input type="checkbox"/> ALSTOM REGPT <input type="checkbox"/> BOUYGUES <input type="checkbox"/> CARBONE LORRAINE <input type="checkbox"/> ERAMET <input type="checkbox"/> EXEL INDUSTRIES	<input type="checkbox"/> LAFARGE <input type="checkbox"/> NEXANS <input type="checkbox"/> RHODIA <input type="checkbox"/> SAINT GOBAIN <input type="checkbox"/> SCHNEIDER ELECTRIC
<i>Services</i>	<input type="checkbox"/> HIGH CO <input type="checkbox"/> IPSOS	<input type="checkbox"/> JC DECAUX <input type="checkbox"/> LISI <input type="checkbox"/> VIVENDI UNIVERSAL
<b>SECTEURS DE LA HAUTE TECHNOLOGIE</b>		
<i>Ingénierie</i>	<input type="checkbox"/> ALTRAN TECHNO <input type="checkbox"/> GEOPHYSIQUE	<input type="checkbox"/> TECHNIP
<i>Logiciel</i>	<input type="checkbox"/> AVANQUEST SOFT <input type="checkbox"/> BUSINESS OBJECTS <input type="checkbox"/> CEGID <input type="checkbox"/> GFI INFORMATIQUE <input type="checkbox"/> GL TRADE <input type="checkbox"/> ILOG	<input type="checkbox"/> INFOGRAMES ENTERT <input type="checkbox"/> INFOVISTA <input type="checkbox"/> LECTRA <input type="checkbox"/> LINEDATA SERVICES <input type="checkbox"/> SOPRA GROUP
<i>Matériel informatique</i>	<input type="checkbox"/> ALCATEL <input type="checkbox"/> GEMPLUS INTL <input type="checkbox"/> INGENICO <input type="checkbox"/> NEOPOST	<input type="checkbox"/> RADIALL <input type="checkbox"/> SOITEC <input type="checkbox"/> THOMSON <input type="checkbox"/> WAVECOM
<i>Pharmacie</i>	<input type="checkbox"/> ARKOPHARMA <input type="checkbox"/> GUERBET <input type="checkbox"/> IOLTECH	<input type="checkbox"/> SANOFI-AVENTIS <input type="checkbox"/> STALLERGENES <input type="checkbox"/> VIRBAC