

# **Actifs immatériels, valorisation boursière et contrainte d'endettement : étude empirique sur les marchés français et espagnol**

Christophe Thibierge<sup>1</sup>

*Version mars 2001*

## *Résumé*

Notre propos est d'analyser les actifs immatériels non pas uniquement comme capital immatériel, mais aussi comme enjeu de communication comptable et financière. Nos hypothèses sont que les choix comptables concernant l'immatériel n'ont pas d'impact sur la valorisation boursière des sociétés, mais peuvent permettre de se libérer de contraintes d'endettement ou de liquidité. L'étude, réalisée sur les entreprises du SBF 250 et du Madrid SE, tend à valider ces hypothèses, mais fait apparaître des différences importantes entre les deux pays.

*Mots-clés* : immatériel ; endettement ; valorisation boursière ; SBF 250 ; Madrid SE ; France ; Espagne.

## *Abstract*

This study deals with intangible assets, regarded not only as an intangible capital, but also as a means of communication. Our conjectures are that accounting choices regarding intangible assets have no impact on the stock market value of companies, but can free companies from tight debt or liquidity constraints. Our study is conducted on french companies from SBF 250 and spanish firms from Madrid SE. Our hypotheses tend to be validated, but the results show important differences between both countries.

*Key words* : intangibles ; debt ; stock value ; SBF 250 ; Madrid SE ; France ; Spain.

**JEL** : G14, G32, G33

---

<sup>1</sup> ESCP-EAP, Département Finance, 79 avenue de la république, 75543 Paris cedex 11. E-mail : thibierge@escp-eap.net

## 1. INTRODUCTION

Les choix comptables des sociétés ne sont pas, généralement, des sujets de recherche en finance. En effet, l'hypothèse selon laquelle les marchés sont efficaces permet de considérer que les investisseurs sont à même de reconstruire les cash-flows d'une société, et ne sauraient être abusés par des manipulations comptables. Il existe toutefois un domaine dans lequel la question des politiques comptables des sociétés peut être une question de recherche en finance : le cas des investissements immatériels (marques, brevets, R&D, goodwill...).

On peut citer trois raisons pour justifier l'intérêt de cette question. Premièrement, les normes comptables n'en finissent pas d'être harmonisées, et malgré une certaine convergence des instances de normalisation (IASB, FASB, Union Européenne), le traitement des dépenses immatérielles offre encore plusieurs options de comptabilisation, dont profitent les groupes. Ainsi, dans leur analyse des rapports annuels des 100 premiers groupes industriels et commerciaux français, Cauvin Angleys Saint-Pierre *et al.* (1999) identifient les phénomènes suivants : sur les 100 premiers groupes français, 5 groupes ont imputé leur écart d'acquisition (goodwill) sur leurs capitaux propres, alors qu'un seul pouvait réellement y prétendre ; 15 groupes inscrivent des parts de marché dans leurs immobilisations incorporelles (contrairement aux préconisations de la norme IAS 38) et 1 seul groupe les amortit ; 36 groupes amortissent leur écart d'acquisition sur plus de 20 ans (contraire à la norme IAS 22).

Deuxièmement, ces traitements comptables alternatifs conduisent, s'ils sont retraités, à des variations importantes des indicateurs financiers des sociétés. Marion (1990, 250) montre ainsi une rentabilité économique qui passe de 49% à 24 % ; Bétriou et Vignolles (1990) constatent une rentabilité financière de 15% et un taux d'endettement de 49% qui deviennent respectivement 23% pour la rentabilité financière et de 71 % pour le taux d'endettement ; Chérubin et Viguié (1996), sur 450 sociétés françaises cotées, arrivent en moyenne à une rentabilité financière avant retraitement de 9.54%, et après retraitement, à une rentabilité financière moyenne de 13.36%, en soulignant que ces valeurs moyennes peuvent cacher des écarts beaucoup plus grands suivant les secteurs, notamment dans les secteurs des services.

Troisièmement, on peut s'interroger sur la capacité des entreprises à communiquer efficacement sur la vraie valeur de leur capital immatériel, un enjeu qui prend d'autant plus d'importance avec les débordements de la prétendue nouvelle économie.

La question peut être résumée sous la forme suivante : « pourquoi certaines sociétés passent-elles la majorité de leurs dépenses immatérielles en charges, et amortissent-elles rapidement leurs actifs incorporels, tandis que d'autres inscrivent leurs dépenses immatérielles en actifs et ne les amortissent pas, ou sur des périodes longues ? »

Dans un premier temps, nous allons analyser les motivations des dirigeants pour opter pour telle ou

telle procédure comptable, en insistant notamment sur le financement de l'immatériel. Puis nous formulerons nos hypothèses, et appliqueront nos tests sur un échantillon d'entreprises du SBF 250 et du Madrid SE. Nous concluons alors cette étude en mentionnant les voies de recherche à développer.

## **2. PROBLÉMATIQUE**

Pour deux groupes qui dégagent le même écart d'acquisition une année donnée, les choix comptables peuvent être déterminants. Tel groupe optera pour une immobilisation à l'actif et un amortissement rapide sur 5 ans, voire, pour une imputation directe de l'écart sur les capitaux propres. Ce groupe-là verra son résultat net amputé d'amortissements importants, et ses capitaux propres réduits, tandis que l'autre groupe, s'il choisit d'inscrire à son bilan des actifs incorporels non amortissables, ou d'amortir l'écart d'acquisition sur 40 ans, verra ses résultats nets se maintenir, son actif augmenter fortement, et ses capitaux propres se développer.

Comme ce sont les dirigeants qui décident du mode de comptabilisation qu'ils vont retenir, il importe d'analyser les motivations de ces dirigeants dans leurs choix comptables. En pratique, on peut identifier trois déterminants du choix des dirigeants : ils peuvent être fondés à choisir les procédures comptables qui maximisent la richesse des actionnaires ; ils doivent informer les créanciers financiers et respecter les contraintes que ceux-ci leurs ont imposées ; enfin, ils peuvent agir en fonction de leur intérêt propre. Nous allons détailler ces trois types de motivations.

### **a. Les choix comptables sont destinés à informer les actionnaires et les marchés**

Dans la lignée de l'hypothèse d'efficience des marchés, il est établi que les options comptables choisies par les dirigeants ne peuvent avoir une influence sur la valorisation boursière des sociétés que dans la mesure où ces choix comptables impliquent une variation des cash-flows futurs, ou du risque anticipé de l'entreprise [Green, Stark et Thomas, 1996, pour les frais de R&D et Davis, 1996, pour le goodwill].

#### *Le choix d'inscrire et maintenir des actifs incorporels au bilan : un signal*

Bartov et Bodnar (1996) jugent que les dirigeants cherchant à maximiser la valeur de l'action de leur société vont opter pour les procédures comptables *les plus informatives*, et ceci d'autant plus que la société concernée souffre d'asymétries d'information. Ils postulent donc que certaines procédures comptables sont *plus informatives* que d'autres. Les auteurs traitent spécifiquement du choix de la devise pour consolider les comptes de filiales à l'étranger. Fondée sur un échantillon de 788 entreprises américaines, leur étude révèle que les sociétés qui ont opté pour le choix comptable

le plus informatif sont celles qui souffraient le plus significativement d'asymétries d'information vis-à-vis des marchés financiers, même après contrôle par des variables habituellement explicatives des choix comptables. Les auteurs en concluent que les choix de procédure comptable peuvent être faits dans une optique de meilleure information des marchés.

En ce qui concerne les actifs incorporels, les études portant sur les choix de procédures comptables ont concerné essentiellement les dépenses de recherche-développement (R&D) et la comptabilisation du Goodwill. Rappelons qu'aux Etats-Unis, le traitement des dépenses de R&D n'offre plus d'alternative depuis 1974 : celles-ci doivent obligatoirement être passées en charges (norme SFAS n°2). Dans les pays où il existe encore la possibilité d'activer les frais de R&D, on peut citer deux études. D'une part, Hughes et Kao (1991) ont montré que l'activation des frais de R&D peut être un signal vers le marché, montrant la qualité des projets de R&D. Ces auteurs ont ainsi établi que l'activation correspond à un processus volontaire de la part des dirigeants pour signaler aux marchés leurs projets de R&D rentables et ainsi se démarquer de leurs concurrents. La présence d'un auditeur indépendant qui valide l'évaluation de l'actif permet de donner une valeur "objective" à cette information : les dirigeants sont prêts à encourir les coûts de l'activation (i.e. le paiement d'un auditeur) parce que ces coûts sont nécessaires pour que le marché valorise cette information. Les firmes moins performantes ne peuvent pas procéder à une telle activation (faute de trouver un auditeur de réputation qui accepte de valider une valeur d'actif) et ainsi, l'activation signale les firmes les plus performantes.

#### *Choix de comptabilisation et efficacité des marchés*

Goodacre (1991) a réalisé une étude sur le même principe, en soumettant trois versions de rapports annuels d'une même société à 69 analystes financiers anglais. Les trois versions différaient sur la nature et le traitement comptable des dépenses : dans le premier rapport annuel, les dépenses de R&D étaient passées en charges ; dans la deuxième version, ces dépenses étaient activées et amorties sur 4 ans ; dans la troisième version, on faisait apparaître le même montant de dépenses, mais cette fois en dépenses d'investissement corporel. Les résultats montrent d'une part que les analystes valorisent de la même façon les sociétés qui passent leurs dépenses de R&D en charges ou qui les activent (cela est conforme avec l'hypothèse d'efficacité des marchés), d'autre part que, en moyenne, les analystes valorisent *mieux* les dépenses de R&D que les dépenses d'investissement corporel, mais avec une plus grande variabilité des estimations. Cela est aussi conforme avec les anticipations, c'est-à-dire que les investissements en R&D sont considérés comme étant plus risqués, mais souvent aussi, plus rentables, que les investissements corporels.

En ce qui concerne le goodwill, au sens d'écart d'acquisition, les études sont plus nombreuses, en raison des possibilités alternatives pour son traitement comptable du goodwill et ainsi, du potentiel pour mesurer l'impact de ce traitement sur les marchés financiers. En toute logique, quel que soit le traitement comptable retenu pour le goodwill, il ne devrait pas y avoir d'impact. En effet, si l'on retient que le cours d'une action correspond à la somme des cash flows espérés sur cette action, actualisés à un taux qui tient compte du risque perçu par les investisseurs, alors les seuls facteurs capables de faire varier le cours d'une action sont un changement dans l'anticipation des cash flows prévisionnels ou un changement dans la perception du risque de la société.

Dans le cas du traitement comptable du goodwill, il ne devrait donc pas y avoir d'impact sur les cours boursiers, car :

- les modalités (et notamment la durée) d'amortissement du goodwill influent sur le résultat net consolidé, pas sur le cash flow ;
- l'amortissement du goodwill n'a pas d'impact fiscal au niveau des comptes consolidés, donc n'a pas d'incidence sur l'impôt payé, et de fait, n'influe pas sur le cash flow.

De fait, à la date d'une fusion, on peut constater que les acquisitions traitées par la méthode de l'intégration globale, qui fait apparaître un goodwill et nécessite un traitement comptable, induisent des rentabilités anormales positives, ce qui n'est pas le cas pour les acquisitions traitées avec la méthode de mise en commun des intérêts (*pooling of interests*), où il n'apparaît pas de goodwill<sup>2</sup>. Ces résultats sont assez surprenants, dans la mesure où ils tendraient à contredire l'hypothèse d'efficience des marchés. Toutefois, ces résultats étaient établis à la date d'annonce de la fusion-acquisition. En ce qui concerne les études réalisées sur quelques années après la fusion-acquisition, les résultats sont plus conformes aux prédictions théoriques : quel que soit le mode de comptabilisation utilisé, on ne constate pas de d'impact particulier sur les cours boursiers (Davis, 1996, 57), c'est-à-dire que l'hypothèse d'efficience des marchés prévaut.

Dans la relation entre informations comptables et marchés financiers, les analystes financiers jouent un rôle majeur. Les études qui nous intéressent sont celles sur la compétence des analystes, notamment dans la détection et le retraitement des choix de procédures comptables. Il est en effet utile de savoir dans quelle mesure les analystes sont susceptibles d'être trompés par un choix de procédure comptable particulier : si l'on a montré régulièrement que les analystes ne sont pas trompés, et opèrent invariablement les retraitements leur permettant d'annuler l'effet gêné de certaines manipulations, alors il n'y a plus d'incitation pour les dirigeants à utiliser des procédures

---

<sup>2</sup> Une synthèse de la littérature peut-être trouvée dans Davis (1996).

comptables alternatives<sup>3</sup>.

L'étude de Breton et Taffler (1995) porte ainsi sur 63 analystes financiers expérimentés, sélectionnés parmi les cinq plus grandes institutions financières à Londres. Ces analystes ont à se pencher sur des comptes annuels d'entreprises qui ont subi plusieurs types d' "habillage" (*window dressing*), la moitié des analystes étant prévenue (échantillon de contrôle) et l'autre moitié ne l'étant pas (échantillon expérimental). L'étude détermine la fréquence de détection de ces habillages, et les corrections apportées par les analystes. Cette étude n'a pas un objectif trivial, dans la mesure où les auteurs établissent par ailleurs, lors d'un test de contrôle, que sur 50 sociétés prises au hasard parmi les 250 plus grandes sociétés du *Times 1000*, on compte plus de 75% des rapports annuels qui utilisent au moins une des 9 techniques d'habillage identifiées par les auteurs (*Id.*, 84). Les résultats obtenus sont que : en majorité, les analystes n'ont quasiment pas opéré de retraitement sur les comptes, et les analystes prévenus d'un habillage éventuel des comptes n'ont pas opéré plus de retraitements que les autres ; sur les neuf techniques d'habillage, cinq n'ont fait l'objet de retraitement de la part d'aucun analyste, et une n'a été relevée qu'une seule fois. Enfin, les analystes qui ont opéré les retraitements sont significativement plus expérimentés (en termes d'années d'expérience) que ceux qui n'ont opéré aucun retraitement. Les auteurs sont relativement surpris par ces résultats, mais soulèvent un point de doute : la plupart des analystes auraient identifié des techniques d'habillage, mais n'auraient pas retraité les comptes. Plusieurs explications (conjoncture du marché, relations des analystes avec les entreprises) sont proposées. Une réflexion des auteurs nous inquiète tout de même : "Les sociétés de bourse sont concurrentes sur le marché de l'information, et doivent ainsi se conformer aux demandes de leurs clients, principalement des investisseurs institutionnels. Dans une grande mesure, la performance des analystes est appréciée d'après la précision de leurs anticipations, et la précision de ces anticipations est jugée non par rapport à ce qui pourrait être appelé le bénéfice "réel", mais par rapport au bénéfice publié. Cela incite fortement les analystes à prévoir le bénéfice "habillé" " (*Id.*, 88). Cette affirmation est notamment validée par Bozec et Magnan (1995), qui montrent qu'il y a une sanction du marché en termes de crédibilité quand les résultats réels d'une entreprise sont trop éloignés des prévisions.

#### *Le rôle de la taille dans les choix comptables*

On peut citer un courant d'études qui, s'il ne concerne pas directement les dépenses immatérielles, se trouve néanmoins assez proche de nos préoccupations : il s'agit de la comptabilisation analytique des dépenses d'exploration des compagnies pétrolières. Ces compagnies supportent en effet chaque

---

<sup>3</sup> Plus précisément, il n'y aurait plus d'incitation pour les dirigeants à utiliser des procédures comptables alternatives *vis-à-vis des marchés*. En effet, rien n'empêche que la motivation des dirigeants soit de tromper d'autres partenaires de l'entreprise, par exemple les banquiers.

année des charges d'exploration, et disposent aux Etats-Unis de différents modes de comptabilisation alternatifs : une comptabilisation en coûts complets permet par exemple de répartir le coût des échecs sur *tous les produits de la société*. On peut comparer, par analogie, ce traitement comptable à celui qui consiste à activer ou passer en charges certaines dépenses immatérielles. En effet, dans les deux cas, un choix de procédure comptable permet d'étaler une charge ponctuelle, soit sur plusieurs activités (cas des coûts d'exploration), soit sur plusieurs années (cas des dépenses immatérielles activées). Foster (1980) montre ainsi que les entreprises pétrolières qui comptabilisent leurs frais d'exploration au coût complet sont celles qui sont les plus endettées, et de plus petite taille. Cette comptabilisation permet d'augmenter le résultat en période de forte croissance, et assure à ces entreprises une répartition de la charge sur toutes leurs activités. On en déduit qu'un des déterminants des choix de procédure comptable peut être la taille de l'entreprise : les petites entreprises seraient plus fondées à inscrire et maintenir des actifs incorporels importants dans leur bilan. Reste à savoir si cette hypothèse sur les « petites » entreprises peut être testée sur un échantillon d'entreprises cotées.

Nous concluons des différents points abordés que les choix comptables des entreprises ne devraient avoir un impact sur les cours boursiers que si ces choix modifient l'espérance de cash-flows futurs des sociétés, ou s'ils aboutissent à une perception différente du risque de la société. Cette proposition, conforme à l'hypothèse d'efficience des marchés, sera testée dans le cadre des choix comptables concernant l'immatériel. Nous allons maintenant aborder les autres déterminants possibles des choix comptables des entreprises, en commençant par l'information des créanciers financiers.

## **b. Les choix comptables sont destinés aux créanciers financiers**

Nous avons vu que la première motivation des dirigeants, dans leur choix des procédures comptables, concerne les actionnaires de la société ou les futurs investisseurs. Une deuxième influence sur leurs choix comptables est la relation qu'ils ont avec leurs créanciers financiers. Nous allons donc détailler les principales théories du financement de l'entreprise appliquées aux dépenses immatérielles, puis nous détaillerons les contraintes d'endettement imposées aux entreprises, et le rôle des choix comptables, enfin, nous présenterons les études spécifiquement réalisées sur des actifs immatériels.

### *Les théories du financement, et le financement de l'immatériel*

En ce qui concerne le financement des investissements immatériels, différentes théories sur le

financement peuvent coexister. Comme le soulignent Bah et Dumontier (1996), plusieurs théories prédisent les mêmes résultats, à savoir que les investissements immatériels seront financés prioritairement par de l'autofinancement, et rarement par dette. Cela est prédit, dans une certaine mesure, par les théories du financement hiérarchique, qui postulent qu'en situation de fortes asymétries d'information, l'autofinancement sera privilégié. La théorie du financement dédié, fondée sur la nature des actifs financés, jouera aussi un rôle, soit en raison d'un contrôle extérieur (les banquiers refuseront de financer des actifs immatériels sur lesquels ils n'ont pas de garantie), soit par décision interne à l'entreprise : "[pour] ne pas introduire de rupture dans le respect des contrats implicites passés avec les clients, les fournisseurs, le personnel ou les collectivités locales [...] une firme dont l'avantage compétitif est assuré par une main-d'œuvre hautement qualifiée comme dans certaines activités de service devra faire en sorte d'avoir une politique de financement caractérisée par un risque de faillite minimale, ce qui implique un faible recours à l'endettement" (Charreaux, 1992, 60). Cette constatation, qui peut apparaître comme normative, est validée empiriquement par de nombreuses études (par exemple Opler et Titman, 1994, établissent que les firmes endettées et possédant des actifs spécifiques se retrouvent beaucoup plus souvent en faillite que les firmes endettées ayant des actifs peu spécifiques).

Enfin, le faible recours à la dette pour le financement des investissements immatériels est expliqué par les théories contractuelles : en effet, les dirigeants pourront opter pour des projets plus risqués, contribuant ainsi à un transfert de la richesse des créanciers vers les actionnaires (Jensen et Meckling 1976), voire sous-investir (Myers 1977). Les coûts d'agence supportés par les créanciers (coûts de surveillance de la procédure de sélection des projets) seront tels que la prime exigée sur leur rémunération rendra l'endettement plus coûteux que le recours aux fonds propres.

La théorie des signaux apporte aussi sa contribution, en posant le problème de la confidentialité des projets : un financement par endettement implique une divulgation d'informations vis-à-vis de l'extérieur, et le risque de perdre l'avantage concurrentiel de l'entreprise (dans l'optique d'un financement par dette publique). Par opposition, un financement en interne (autofinancement) présente moins de risques.

Long et Malitz (1985) montrent ainsi sur un échantillon américain (545 entreprises, 39 secteurs) qu'il existe une relation négative entre le montant des dépenses en R&D et dépenses de publicité d'une part, et le taux d'endettement d'autre part, ceci indépendamment de toute considération relative au risque de l'entreprise. Ils constatent donc que plus les entreprises engagent des dépenses immatérielles, moins elles sont endettées, et inversement.

Hall (1992), après une étude sur 1 500 compagnies industrielles américaines, montre aussi une corrélation négative entre le ratio d'endettement et le niveau d'investissement en R&D : les



compagnies qui consacrent une part importante de leurs dépenses à la R&D ont, en moyenne, un niveau d'endettement faible, et ceci ne peut être expliqué uniquement par les économies fiscales potentielles. Ceci remet en cause la proposition de Modigliani et Miller (1958), selon laquelle il y aurait indépendance entre la structure de financement et la structure de l'actif des sociétés, même en tenant compte de la fiscalité, et semble favoriser plutôt les théories contractuelles ou du financement hiérarchique en raison d'asymétries d'information. Hall conclut en effet en disant qu'il est "plausible que le risque élevé présenté par les projets de R&D, et la difficulté ainsi que le coût de la publication d'informations sur ces projets, conduisent les entreprises à préférer l'autofinancement pour ces projets, ce qui n'est pas nécessairement vrai dans le cas d'investissements corporels" (Hall, 1992, 3).

D'autres études américaines ont démontré cette relation négative entre dépenses de R&D et endettement<sup>4</sup>, mais il existe peu d'études européennes sur le sujet.

Bhagat et Welch (1996), comparent les déterminants des dépenses de R&D pour les entreprises dans 5 zones différentes : Etats-Unis, Canada, Angleterre, Europe (c'est-à-dire France, Allemagne et Pays-Bas) et Japon pour les années 1985-1990. Cette étude valide la relation négative entre le niveau de dette financière de l'année n-1 et les dépenses de R&D de l'année n, *mais uniquement pour les Etats-Unis*. Le Japon montre une relation significative, mais dans un sens positif, le Canada et l'Europe montrent une relation négative, mais non significative, et le Royaume-Uni, une relation positive non significative. Ceci semblerait remettre en cause la validité des résultats américains pour un échantillon européen. Toutefois, les résultats de l'étude demandent à être précisés, d'abord parce que l'on compare un niveau d'endettement de l'année passée avec les dépenses de R&D de l'année en cours (dans une optique de causalité), ensuite en raison de l'agrégation de trois pays différents (France, Allemagne, Pays-Bas) sous le vocable "Europe".

Une étude réalisée purement en Europe est celle de Bah et Dumontier (1996). Les auteurs étudient un échantillon de 113 entreprises américaines, anglaises et françaises. Ils retrouvent un lien négatif entre le niveau de dépenses de R&D et le degré d'endettement des entreprises (le groupe d'entreprises qui dépense beaucoup en R&D sur 5 ans est significativement moins endetté que le groupe qui dépense peu ou pas en R&D), et ce résultat est obtenu après prise en compte des autres variables pouvant expliquer le niveau d'endettement (risque de l'entreprise, taille, rentabilité, opportunités de croissance, existence de substituts fiscaux à l'endettement). Les auteurs en déduisent qu'il existe effectivement un lien entre la spécificité des actifs (mesurée ici par le niveau

---

<sup>4</sup> Pour une synthèse sur ces études, on pourra se reporter à Bah et Dumontier, 1996, 30 et s.

des dépenses de R&D) et le taux d'endettement des sociétés. Toutefois, la faible taille de l'échantillon, due aux contraintes de disponibilité de l'information, et les différences entre les trois pays analysés (Angleterre, Etats-Unis, France), demandent probablement des études complémentaires. De plus, les auteurs n'ont sélectionné que les entreprises qui fournissaient une information analytique sur leurs dépenses de R&D. Compte tenu de leur étude, c'était une démarche indispensable, mais qui peut créer, selon nous, un biais de sélection important. En effet, les auteurs classent les sociétés en "hi-tech" (dépenses de R&D / CA "élevées" sur 5 ans) ou "lo-tech" (dépenses de R&D / CA "faibles" sur 5 ans). Or les sociétés de haute technologie pratiquent régulièrement une confidentialité sur leur montant de dépenses de R&D. En fait, l'échantillon "hi-tech" de Bah et Dumontier devrait être appelé "Sociétés qui publient leurs dépenses de R&D et dont le ratio R&D / CA est élevé". De la même façon, on peut s'interroger sur les sociétés classées en "lo-tech" : si ce sont effectivement des sociétés peu innovantes, pourquoi alors publient-elles le montant de leurs dépenses de R&D ? On voit que le fait de retenir uniquement les sociétés qui publient leur montant de R&D peut conduire à ne sélectionner que des entreprises dont le comportement est atypique par rapport à la moyenne<sup>5</sup>.

#### *Les choix comptables des dirigeants en matière d'endettement*

##### **- debt covenants et choix comptables**

Depuis l'article de Dhaliwal (1980), tout un courant de la littérature s'intéresse aux clauses contractuelles portant sur l'endettement (*debt covenants*) et à leur rapport avec les politiques comptables des entreprises. Duke, Franz et Hunt (1995) montrent que le type de *debt covenant* le plus fréquent aux Etats-Unis est dans l'ordre :

- exiger un niveau minimum de résultat non-distribuable, en dessous duquel aucune nouvelle dette ne peut être souscrite ;
- exiger un niveau minimum de fonds de roulement ;
- exiger un niveau maximum d'endettement, mesuré par Dettes Long Terme / Capitaux Propres ;
- on peut ajouter comme ratio "critique" le ratio de couverture des frais financiers (Cash Flow, ou Résultat d'Exploitation, divisé par Frais Financiers) qui, même s'il n'est pas fréquent aux Etats-Unis, est aussi un indicateur utilisé<sup>6</sup>.

---

<sup>5</sup> Cela ne remet pas en cause le résultat de Bah et Dumontier, qui constatent que les sociétés de leur échantillon qui ont des dépenses de R&D importantes sont significativement moins endettées, et inversement. Ce que nous mettons en doute est la généralisation de ces résultats à la population globale des entreprises.

<sup>6</sup> Wong (1988) indique que 55% des firmes néo-zélandaises qu'il a étudiées ont des contraintes sur ce type de ratio [cité in Duke, Franz et Hunt, 1995, 633]. Watts et Zimmerman (1986) citent aussi ce type de ratio (p. 212).

Face à ces *debt covenants* imposés par les banquiers, l'entreprise va chercher à optimiser ses résultats comptables. En effet, le franchissement d'un des seuils fixés dans les *debt covenants* va donner le droit aux créanciers financiers de prendre le contrôle de l'entreprise (*technical default*), ou va conduire l'entreprise à renégocier les modalités de son endettement avec ses banquiers, ce qui va s'avérer être coûteux pour les deux parties. DeFond et Jiambalvo (1994) citent ainsi dans leur étude les différents types de coûts que les banquiers font supporter aux entreprises qui se retrouvent en situation de violation de *debt covenants* : reclassement de dettes en "dettes court terme", nouvelles garanties exigées sur les actifs, réduction des lignes de crédit, saisie du montant des comptes bancaires, augmentation des taux d'intérêt consentis, remboursement immédiat d'une partie des dettes.

Compte tenu de ces coûts, Watts et Zimmerman (1990), Cheng et Coulombe (1993), Skinner (1993) établissent qu'il existe un lien positif entre un haut niveau de *debt covenants* d'une société et sa propension à effectuer des choix comptables permettant d'augmenter son résultat. Cette manipulation permet à la société de s'éloigner des seuils critiques de ratios fixés dans le contrat d'endettement et ainsi de réduire son risque de franchir un de ces seuils. On observe même le cas de sociétés qui manipulent leurs résultats alors même que cette manipulation est insuffisante pour leur éviter le dépassement d'un seuil : ces sociétés sont motivées à augmenter leur résultat dans la mesure où, sachant qu'elles seront de toute façon condamnées à renégocier les contrats d'endettement, elles souhaitent se présenter dans la situation la plus favorable possible. L'augmentation des résultats devrait ainsi leur donner une position de négociation plus forte (DeFond et Jiambalvo, 1994). On constate donc que la présence de contraintes contractuelles sur l'endettement peut pousser les sociétés à manipuler leurs résultats comptables, et cela d'autant plus que ces sociétés sont proches de, ou ont dépassé, certains seuils d'endettement.

Dans les changements comptables qui seraient utilisés pour répondre à des *debt covenants*, on peut citer :

- le changement de mode de valorisation des stocks (Skinner, 1993, Duke, Franz et Hunt, 1995).
- un changement de politique d'amortissement. Skinner (1993) établit ainsi que les sociétés fortement endettées sont plus susceptibles d'amortir leur goodwill sur des périodes plus longues que les sociétés moins endettées, contribuant ainsi à augmenter leur résultat ;
- un changement de politique de provisions (DeFond et Jiambalvo, 1994).
- un changement de politique d'activation / passage en charges. Ce changement peut concerner des immobilisations corporelles, incorporelles (Frais de R&D) ou des transferts de charges (production immobilisée).

### - Les choix comptables spécifiques à l'immatériel

Il n'existe à notre connaissance qu'une seule étude portant spécifiquement sur les déterminants des choix comptables relatifs aux dépenses immatérielles, celle de Daley et Vigeland (1983)<sup>7</sup>. Les auteurs se sont intéressés à la période d'avant 1974 aux Etats-Unis, pendant laquelle il existait encore une alternative concernant la comptabilisation des frais de R&D. Leur étude porte sur la motivation des dirigeants à choisir telle procédure comptable (par exemple l'activation des frais de R&D) plutôt que telle autre. Les modèles sous-jacents sont ceux de la théorie des contrats, notamment la théorie de l'agence, et l'hypothèse d'efficacité des marchés.

En ce qui concerne le choix de comptabilisation des frais de R&D, il existe deux motivations, dont les effets peuvent être opposés, pour les dirigeants : selon la première motivation, les dirigeants peuvent être fondés à choisir l'alternative de comptabilisation qui va contribuer à *réduire les coûts contractuels* vis-à-vis des partenaires de l'entreprise. Ces coûts contractuels consistent en des clauses contractuelles sur l'endettement (*debt covenants*), sur le paiement des dividendes, et sur la charge des frais financiers supportés par la société. Or, ces clauses contractuelles sont la plupart du temps fondées sur des indicateurs comptables, tels que le ratio de *Levier financier* (Dettes Financières Long Terme / Capitaux Propres), ou le ratio de couverture des intérêts (*interest coverage*, ou Résultat d'exploitation / Frais financiers). Ces ratios dépendant dans une large mesure du calcul du résultat, il en ressort que les sociétés fortement endettées, ou supportant des contraintes fortes en matière de paiement des dividendes, ou encore ayant un ratio de couverture des intérêts faible (c'est-à-dire, un poids des frais financiers élevé), vont être fondées à augmenter leur résultat pour se libérer de ces contraintes contractuelles. Une des possibilités d'augmentation du résultat consiste notamment à activer les charges inhérentes à la R&D, ou à allonger les durées d'amortissement.

Toutefois, les dirigeants peuvent répondre à un second type de motivation, dont les effets peuvent s'opposer à la première, et qui consiste à réduire les *coûts politiques* (Watts et Zimmerman, 1986, 235-240). En effet, ces auteurs postulent que les sociétés de grande taille sont plus susceptibles d'être surveillées, en raison des résultats élevés qu'elles pourraient dégager : d'abord, l'Etat peut en déduire que la société dégage des gains d'une rente monopolistique, ce qui tombe sous le coup de la loi anti-trusts ; ensuite, les salariés, ou les syndicats, de la société peuvent être fondés à renégocier les salaires pour obtenir une meilleure répartition de la valeur ajoutée dégagée par la société ; enfin,

---

<sup>7</sup> On pourrait aussi citer les études de Zmijewski et Hagerman (1981), Skinner (1993) ou Saada (1995), mais ces études portent sur des politiques de plusieurs choix comptables conjoints (valorisation des stocks, politique d'amortissement, engagements de retraite, amortissement du Goodwill).

des concurrents potentiels de la société peuvent décider de s'implanter sur son marché, en raison de sa profitabilité affichée. Aussi, toutes choses étant égales par ailleurs, une société de grande taille sera fondée à surveiller, voire réduire davantage son résultat qu'une société de plus petite taille. Il en découle que les sociétés de grande taille devraient être incitées à passer leurs frais de R&D en charges au cours de l'exercice (Daley et Vigeland, 1983, 196).

Les auteurs étudient un échantillon de 313 entreprises et obtiennent des résultats globalement conformes à leurs hypothèses : les entreprises qui activent leurs dépenses de R&D ont des taux d'endettement significativement supérieurs à ceux des entreprises passant leurs dépenses de R&D en charges. Les contraintes sur la distribution des dividendes sont aussi significativement supérieures pour ces firmes. Le poids des frais financiers est aussi supérieur pour les sociétés activant leurs dépenses, même si ce dernier coefficient n'est pas significatif. Enfin, les sociétés qui passent leurs dépenses de R&D en charges sont significativement plus grandes, validant ainsi l'hypothèse des *coûts politiques*<sup>8</sup>.

Ces hypothèses peuvent être généralisées à l'ensemble des dépenses immatérielles dont le traitement comptable offre soit une alternative entre activation et passage en charges, soit des possibilités d'amortissement et/ou de provisionnement discrétionnaire. Ainsi, une société "contrainte financièrement", c'est-à-dire ayant des indicateurs d'endettement (indicateurs structurels au bilan ou indicateurs de couverture des intérêts) élevés, sera fondée à opter pour les choix comptables qui lui permettent d'augmenter son résultat net et / ou d'améliorer ses indicateurs d'endettement. La taille de l'entreprise pourrait aussi être un déterminant des choix comptables, mais les résultats des études sont plus contrastés à ce sujet (*coûts politiques*).

### **c. Les choix comptables correspondent à un comportement opportuniste des dirigeants**

En dehors de la maximisation de la richesse des actionnaires, ou du respect des contraintes imposées par les créanciers financiers, les dirigeants ont une troisième motivation à choisir certaines procédures comptables plutôt que d'autres : leur propre intérêt, lié à leur mode de rémunération. Toutefois, (1) ce sont plutôt les entreprises à fortes opportunités de croissance qui mettent en place des contrats d'intéressement de leurs dirigeants et (2) dans ce cas-là, les contrats sont fondés sur des valeurs de marché (progression du cours de l'action) et non sur des valeurs comptables comme le résultat (Smith et Watts, 1992 ; Skinner, 1993). Une forte activation des incorporels au bilan semble

---

<sup>8</sup> les études qui ont testé cette hypothèse en France (Dumontier et Raffournier, 1990, Saada, 1995, Moussu et Thiberge, 1997) ont trouvé des résultats inversés par rapport aux résultats américains. Cf. discussion plus loin.

donc difficilement attribuable à un comportement opportuniste des dirigeants qui serait lié aux contrats d'intéressement, sauf à supposer que cette procédure est utilisée par les firmes à faibles opportunités de croissance, c'est-à-dire dont les dirigeants ont des contrats d'intéressement fondés sur la valeur des résultats comptables. Mais dans ce cas, étant donné qu'il y a peu d'opportunités d'investissement, il est probable qu'il y aura aussi peu de dépenses immatérielles.

#### **d. Conclusion : formulation de nos hypothèses**

Nous avons identifié deux hypothèses en ce qui concerne la motivation d'inscrire et de maintenir des dépenses immatérielles en actifs plutôt que de les passer en charges :

1. cela correspondrait à une volonté d'informer le marché, c'est-à-dire les actionnaires et les investisseurs potentiels (hypothèse "informatrice"), ou
2. la motivation serait différente (hypothèse "opportuniste"), par exemple pour se libérer de contraintes d'endettement (*debt covenants*) ou de problèmes de liquidité.

Cela nous conduit à la formulation de nos hypothèses.

Hypothèse 1 : Les sociétés activent les investissements immatériels au bilan pour informer les marchés financiers sur leur qualité.
---

Ainsi, pour une société donnée, on devrait constater un lien positif entre le montant des actifs incorporels présents au bilan et la valorisation de la société par les marchés financiers.

Etant partisans de l'efficacité des marchés, et compte tenu de notre discussion, nous considérons que le choix comptable (activation plutôt que passage en charges) ainsi que la « gestion » des actifs immatériels (par le biais de la durée d'amortissement et du passage de provisions) n'est pas informatif, dans la mesure où il n'a pas d'impact sur le cash flow de l'entreprise, ni sur le risque perçu de la société. Nous pensons donc que cette hypothèse ne sera pas validée, car cela ne devrait pas conduire à une meilleure valorisation des entreprises.

Hypothèse 2 : Les sociétés activent les investissements immatériels au bilan pour se libérer de contraintes financières en augmentant leur résultat.
--

Dans ce cas on devrait constater un lien entre le fait d'activer des investissements immatériels, et la structure financière des sociétés.

On aboutit aux 2 sous-hypothèses suivantes :

H 2.1 : Les sociétés activant de l'incorporel sont plus endettées que les sociétés qui passent l'incorporel en charges.

H 2.2 : Les sociétés activant de l'incorporel ont des ratios de couverture des frais financiers plus

faibles (c'est-à-dire un poids des frais financiers plus fort) et des liquidités plus faibles que les sociétés qui passent l'incorporel en charges.

Enfin, notre troisième hypothèse porte sur les coûts politiques et la taille.

H 3 : Les sociétés activant de l'incorporel sont de plus petite taille que les sociétés qui passent l'incorporel en charges.

Cette troisième hypothèse sera testée sous forme de variable de contrôle dans les 2 hypothèses précédentes.

### **3. MÉTHODOLOGIE**

#### **a. Constitution des échantillons et détermination des variables**

##### *Choix des entreprises*

Nous avons sélectionné les entreprises composant l'indice SBF 250 (France – 250 sociétés) et l'indice Madrid SE (Espagne – 100 sociétés). Ces deux pays sont proches, tant dans le développement de leurs marchés financiers, que dans leurs plans comptables (le plan comptable espagnol est identique au plan français). La sélection de deux pays permet d'élargir l'échantillon, et de détecter d'éventuels effets nationaux.

L'étude utilise volontairement une grande sélection de secteurs industriels pour éviter des effets de corrélation spécifiques à un secteur particulier. En effet, le caractère réglementé de certains secteurs (par exemple, l'industrie pharmaceutique) et les pratiques spécifiques au fonctionnement d'un secteur (par exemple, l'exploration pétrolière) peuvent conduire à un "effet secteur" qui supprime les hypothèses testées, dans le cas où l'on ne sélectionnerait qu'un nombre limité de secteurs (Watts et Zimmerman, 1986, 361 ; Skinner, 1993, 409).

##### *Description des données*

L'étude porte sur un échantillon initial de 350 entreprises cotées ayant clôturé leurs comptes en 1999 ou 2000. Les données comptables consolidées et boursières concernant ces sociétés sont collectées dans la base Datastream. Certains secteurs ont été retirés de l'échantillon initial parce qu'ils présentent un fonctionnement financier particulier (Banques, Services Financiers, Sociétés de Crédit Bail, Compagnies et Courtiers d'assurances, Immobilier) ou parce que leur fonctionnement économique est difficile à appréhender compte tenu des données disponibles (Holdings).

Au total, 262 sociétés ont été retenues, réparties comme suit :

**Tableau 1. Répartition des sociétés par pays.**

	Nombre de sociétés
Espagne	85
France	176
<b>TOTAL</b>	<b>262</b>

#### *Choix des variables*

Conformément aux hypothèses, des variables de taille, des indicateurs d'endettement et de capital immatériel ont été calculés. Le choix de ces variables est expliqué ci-dessous.

Pour la taille, on a retenu le logarithme en base 10 de l'actif comptable (LOG\_AK). Cette mesure contribue à réduire l'hétéroscédasticité et l'étalement qui pourraient résulter de certains points extrêmes en terme de taille (Titman et Wessels, 1988). Les variables d'endettement retenues doivent décrire le niveau de contrainte financière qui pèse sur la société en raison de ses choix d'endettement financier, et de politique financière<sup>9</sup>. La variable qui est la plus couramment utilisée dans des études comparables est la variable Dettes Financière / Capitaux Propres. Dans beaucoup d'études<sup>10</sup>, elle est utilisée comme *proxy* des contraintes imposées contractuellement par les créanciers à la société (*debt covenants*), voire comme *proxy* des restrictions sur le versement de dividendes. Le ratio Dette Totale / Actif (TDEBT\_A) consiste en une mesure de l'endettement qui nous semble plus intéressante. En effet, la première mesure est rapportée au montant des capitaux propres, et peut présenter une variabilité beaucoup plus grande : en cas de capitaux propres faibles, voire négatifs, on aboutit à des ratios extrêmes qui risquent d'influer sur les tests paramétriques et les régressions. Ce second ratio est d'ailleurs régulièrement retenu comme mesure de l'endettement [Zmijewski et Hagerman (1981), Bitner et Dolan (1996), Shenoy et Koch (1996)]. Ce ratio TDEBT\_A est secondé par d'autres ratios plus précis : NDEBT\_A (Dette Financière nette / Actif) et CURRLIA\_A (Dettes d'exploitation et à court terme / Actif). Nous avons ajouté une mesure du poids des frais financiers, avec les ratio NETINT\_EBIT (Frais Financiers nets / Résultat avant intérêts et impôt), NETINT\_OPROFIT (Frais Financiers nets / EBE) et NETINT\_EARNING (Frais Financiers nets / Résultat net).

Compte tenu de l'absence d'informations sur les maturités et les taux d'intérêts des dettes, les valeurs de marché des dettes sont ici impossibles à calculer. Cela pourrait conduire à des biais, comme le

---

<sup>9</sup> Sur les différents indicateurs de contrainte financière et leur qualité prédictive, on pourra se référer à Kaplan et Zingales (1997, notamment 184-190).

<sup>10</sup> Une synthèse en est donnée dans DeFond et Jiambalvo, 1994, 147.



soulignent Fontaine et Njiokou (1996) : une entreprise qui fixerait son niveau d'endettement en valeur comptable pourrait voir la valeur de marché de ses dettes varier fortement en fonction des possibilités de croissance de la société, sans que la valeur comptable des dettes change. Toutefois, ces auteurs concluent en disant qu' "on peut raisonnablement juger que l'écart entre la valeur de marché et la valeur comptable des emprunts est suffisamment faible pour ne pas biaiser significativement les mesures de l'endettement" (*id.* p. 7).

Par ailleurs, il n'existe pas de mesure empirique parfaite de l'ensemble du capital immatériel d'une firme. Si celui-ci dépend d'investissements en recherche et développement ou de publicité par exemple, alors ces derniers représentent une *proxy* de la valeur du capital immatériel, et la prise en compte de ces éléments conduit à proposer des mesures empiriques fondées sur des valeurs comptables. Aux Etats-Unis, la disponibilité de l'information concernant les dépenses en recherche et développement, publicité... rend possible l'utilisation directe de ces variables comme *proxy* de l'ensemble du capital immatériel des sociétés. En Europe, nous disposons de l'actif incorporel enregistré comptablement qui provient de l'activation de ce type de dépenses. Une première mesure du capital immatériel consiste donc dans le ratio INT\_A (Immobilisations Incorporelles Nettes / Actif). Toutefois, cette mesure ne saurait être qu'une approximation discutable, dans la mesure où elle peut résulter de choix discrétionnaires des dirigeants (activation ou passage en charges, rythme de dépréciation).

Une manière alternative de mesurer le capital immatériel d'une firme est de considérer la création de valeur telle que la perçoit le marché. Le  $q$  de Tobin, défini comme le rapport de la valeur de marché d'une firme à la valeur de remplacement de ses actifs, est souvent utilisé comme mesure de marché du capital immatériel d'une entreprise [Lindenberg et Ross (1981), Griliches (1981), Cockburn et Griliches (1988), Hall (1988), Megna et Klock (1993), Skinner (1993)]. Pour notre étude, nous avons retenu une approximation du  $q$  de Tobin, calculée comme suit [Chung et Pruitt (1994)] :

$$q = \frac{\text{Valeur de marché des capitaux propres} + \text{Valeur comptable de la dette}}{\text{Actif Economique (comptable)}}$$

Etant donné que les choix d'activation impliquent soit un amortissement, soit l'éventualité de provisions, nous avons calculé deux indicateurs (DEPROV\_A et DEPR\_A) représentant respectivement les amortissements et provisions d'exploitation, ou seulement les amortissements d'exploitations, rapportés à l'actif. Enfin, notre hypothèse étant que les choix comptables sont motivés par des contraintes d'endettement et de liquidité, nous avons mesuré le poids des disponibilités (CASH\_A) et plus globalement, des actifs circulants (CURRA\_A) dans l'actif.

En conclusion, à partir des données comptables et boursières fournies, les variables suivantes ont été calculées pour chaque société :

BORROW<1_A	Dettes remboursables à moins d'un an / Actif total
CASH_A	Disponibilités et valeurs mobilières de placement / Actif total
CREDITOR_A	Dettes d'exploitation / Actif total
CURRA_A	Actifs circulants / Actif total
CURRLIA_A	Passifs circulants / Actif total
DEBTOR_A	Créances clients et comptes rattachés / Actif total
DEPR_A	Amortissements d'exploitation / Actif total
DEPROV_A	Amortissements et provisions d'exploitation / Actif total
INT_A	Actif incorporel net / Actif total
LOG_A (Taille)	Logarithme en base 10 de l'actif total (comptable)
NDEBT_A	Dettes financières nettes des disponibilités / Actif total
NETINT_EARNING	Intérêts financiers nets des produits financiers / Résultat Net
NETINT_EBIT	Intérêts financiers nets des produits financiers / Résultat d'exploitation
NETINT_OPROFIT	Intérêts financiers nets des produits financiers / Excédent brut d'exploitation
Q	Valeur de marché des capitaux propres + valeur comptable des dettes / Actif total
TDEBT_A	Dettes totales / Actif total

(L'actif total est exprimé en valeur comptable.)

### *Tests statistiques*

La méthodologie retenue consiste à procéder en trois étapes. Dans un premier temps, nous testons l'hypothèse 1, c'est-à-dire s'il existe une relation entre le montant des actifs incorporels présents au bilan, et le  $q$  de Tobin, indicateur de valorisation de l'immatériel par les marchés financiers. Ce test est réalisé sous forme de régressions linéaires, la taille étant incluse comme variable de contrôle. Ces régressions sont opérées d'abord sur l'échantillon global, puis sont détaillées pour chaque pays. Dans un second temps, l'échantillon est scindé en deux, entre les sociétés qui ont un ratio INT\_A inférieur à la médiane (« passant plutôt leurs dépenses immatérielles en charges ») et les autres sociétés (« ayant une propension à activer leurs dépenses immatérielles »). Des tests paramétriques de comparaison de moyennes (test de Fisher-Snedecor) sont réalisés entre les deux échantillons, pour constater si les sociétés activant de l'incorporel ont des contraintes financières ou de liquidité particulières.

En troisième lieu, des régressions logistiques ont été réalisées, pour juger du caractère explicatif des différentes variables dans la décision d'activation. Cette décision est mesurée par une variable muette  $Y$ , qui prend la valeur de 1 pour les firmes qui activent des dépenses immatérielles et la valeur de 0 pour les firmes qui passent plutôt ces dépenses en charges. Zmijewski et Hagerman (1981), Daley et Vigeland (1983), Skinner (1993), Bartov et Bodnar (1995), ou encore Saada (1995) utilisent des modèles équivalents pour étudier les déterminants de choix comptables des sociétés.

## 4. RÉSULTATS ET COMMENTAIRES

### a. Régression linéaire sur le $q$ de Tobin

Le modèle estimé est le suivant :

$$\text{INT\_A} = \alpha + \beta_1 \text{LOG\_A} + \beta_2 Q + \varepsilon$$

où INT\_A représente la proportion des actifs incorporels dans le total de l'actif,

la variable LOG\_A représente le logarithme de l'actif total (taille)

et Q représente le  $q$  de Tobin.

On obtient les résultats suivants, résumés dans le Tableau 2.

**Tableau 2. Régression linéaire du montant des actifs incorporels (INT\_A) sur le  $q$  de Tobin.**

Variables	Echantillon global	Fra	Esp
LOG_A (taille)	0.0164 (ns)	0.00597 (ns)	0.0169 (ns)
Q	0.00728 (2.411**)	0.00467 (ns)	0.00776 (2.118**)
Constante	0.0266 (ns)	0.120 (ns)	-0.0296 (ns)
R <sup>2</sup> ajusté	0.019	-0.003	0.039
F	3.603**	(ns)	2.722*
N	262	176	85

Les chiffres entre parenthèses correspondent au test de Student pour chaque facteur ( $H_0 : \beta_k = 0$ )

Le F correspond au test de Fisher pour l'ensemble des facteurs explicatifs ( $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$ )

Lorsque  $H_0$  est rejetée significativement, cela est indiqué par : \*\*\* significatif au seuil de 1% ; \*\* significatif au seuil de 5% ; \* significatif au seuil de 10% ; ns : non significatif à 10%.

N = nombre d'observations

Nous pouvons d'abord constater que la taille ne semble pas être une variable explicative du montant des actifs immatériels présents au bilan. L'hypothèse des *coûts politiques* semble décidément ne pas pouvoir être validée en Europe. L'hypothèse sur les « petites » entreprises, qui souhaiteraient lisser leurs dépenses irrégulières en les activant, n'est pas non plus validée, mais la question est de savoir si ce phénomène est susceptible d'arriver pour des entreprises cotées. D'autre part, contrairement à notre anticipation, les deux pays ne semblent pas donner des résultats semblables en ce qui concerne les rapports entre actifs immatériels et  $q$  de Tobin. En Espagne, on constate un lien, certes ténu, mais significatif, entre le  $q$  de Tobin et la proportion d'actifs immatériels au bilan, tandis qu'en France, aucune relation n'apparaît. Le résultat sur la France est conforme à notre prédiction, mais le résultat espagnol demande à être précisé. L'analyse des quartiles des différentes variables ne fait pas apparaître de différences majeures entre les deux pays. Il ne semble pas non plus que ce résultat soit dû à des points extrêmes (*outliers*) : même en supprimant les sociétés dont le  $q$  de Tobin est supérieur à 5, on obtient cette même différence de résultats entre France et Espagne.

## b. Comparaisons de moyennes

Pour tester les hypothèses H2 (Les sociétés activant de l'incorporel sont plus endettées, ont des ratios de couverture des frais financiers plus faibles et ont moins de disponibilités) et H3 (les sociétés de grande taille activent moins d'incorporel), nous avons procédé à des comparaisons de moyennes entre deux sous-groupes G1 et G2. Le groupe G1 est constitué des entreprises présentant un ratio INT\_A inférieur à la médiane de l'échantillon ("entreprises activant peu ou pas d'incorporel") et G2 contient les entreprises dont le ratio INC\_AK est supérieur à la médiane de l'échantillon ("entreprises activant de l'incorporel")<sup>11</sup>.

Groupe		Nombre d'entreprises
Groupe 1	Entreprises activant peu ou pas d'incorporel (INT_A ≤ 0.1006)	131
Groupe 2	Entreprises activant de l'incorporel (INT_A > 0.1006)	131

Les résultats sont les suivants :

Variable expliquée : BORROW<1_A		
	Moyenne	t
G1	0.0881	(ns)
G2	0.0929	

Variable expliquée : CASH_A		
	Moyenne	t
G1	0.123	(ns)
G2	0.1113	

Variable expliquée : CREDI_A		
	Moyenne	t
G1	0.1598	(ns)
G2	0.1421	

Variable expliquée : CURRA_A		
	Moyenne	t
G1	0.5583	3.648***
G2	0.4668	

Variable expliquée : CURRLIA_A		
	Moyenne	t
G1	0.413	(ns)
G2	0.3931	

Variable expliquée : DEBTO_A		
	Moyenne	t
G1	0.2006	(ns)
G2	0.1891	

Variable expliquée : DEPR_A		
	Moyenne	t
G1	0.0616	(ns)
G2	0.0572	

Variable expliquée : DEPROV_A		
	Moyenne	t
G1	0.0683	(ns)
G2	0.0683	

Variable expliquée : LOG_A		
	Moyenne	t
G1	5.879	-2.192**
G2	6.083	

Variable expliquée : NDEBT_A		
	Moyenne	t
G1	0.0822	-2.858***
G2	0.1544	

Variable expliquée : NETINT_EARNING		
	Moyenne	t
G1	0.5711	(ns)
G2	0.218	

Variable expliquée : NETINT_EBIT		
	Moyenne	t
G1	0.0346	(ns)
G2	0.8606	

<sup>11</sup> Méthodologie notamment utilisée par Lang, Stulz et Walking (1991) et Njiokou (1994). Rappelons que ce classement mesure plus qu'une propension à activer les dépenses immatérielles : il inclut aussi les politiques d'amortissement et de provisionnement de ces actifs au bilan.

Variable expliquée : Q		
	Moyenne	t
G1	1.5133	-2.074**
G2	2.1675	

Variable expliquée : TDEBT_A		
	Moyenne	t
G1	0.2052	-3.509***
G2	0.2666	

t: test t de Student d'égalité des moyennes ( $H_0$  : moyenne G1 = moyenne G2)

Rejet de  $H_0$  : \*\*\* significatif au seuil de 1% ; \*\* significatif au seuil de 5% ; \* significatif au seuil de 10% ; ns : non significatif à 10%.

Les résultats sont assez contrastés. Sur l'échantillon global, on constate certains résultats qui vont dans le sens de nos hypothèses : les sociétés qui activent l'incorporel sont plus endettées en moyenne, et possèdent moins d'actifs liquides. En revanche, plusieurs points sont à mentionner : les sociétés qui activent l'incorporel sont de plus grande taille (ce qui invalide *a priori* l'idée d'un lissage des dépenses de la part des petites entreprises), et les indicateurs de poids des frais financiers ne sont pas significativement différents entre les deux sous-groupes.

En décomposant ces tests suivant les pays, on obtient les mêmes résultats pour l'Espagne que pour l'échantillon global, en un peu moins significatifs. En revanche, on obtient quelques résultats spécifiques pour la France (seuls sont mentionnés ici les résultats différents de l'échantillon global) :

Variable expliquée : CASH_A		
	Moyenne	t
G1	0.1626	3.023***
G2	0.1153	

Variable expliquée : LOG_A		
	Moyenne	t
G1	6.0049	(ns)
G2	6.093	

Variable expliquée : Q		
	Moyenne	t
G1	1.781	(ns)
G2	2.1864	

Variable expliquée : TDEBT_A		
	Moyenne	t
G1	0.2146	-2.036**
G2	0.2595	

Ces résultats pour la France vont plus dans le sens de nos hypothèses : on constate que les sociétés qui ont des actifs immatériels ne sont pas mieux valorisées par le marché ( $q$  de Tobin), qu'elles ne sont pas spécialement plus grandes, et qu'elles possèdent moins de disponibilités. Il est néanmoins surprenant que les sociétés espagnoles aient influé ainsi sur les résultats de l'échantillon global ( $q$  de Tobin et taille significativement différents). En terme de taille d'actif (médiane, moyenne, déciles), les entreprises espagnoles sont significativement plus petites que les entreprises françaises, ce qui imposera d'inclure la taille comme variable de contrôle. Enfin, on ne constate aucune différence entre les deux sous-groupes français en ce qui concerne le poids des frais financiers.

Les entreprises espagnoles qui activent de l'incorporel sont donc significativement plus grandes que celles qui activent peu d'incorporel. Cela peut paraître surprenant, en raison de l'hypothèse des *coûts politiques* que nous avons mentionnée : toutes choses étant égales par ailleurs, une société de

grande taille sera fondée à choisir les procédures comptables qui réduisent son résultat, pour éviter de déclencher des actions de la part de l'Etat (taxations, lois anti-monopole, réglementation sur les prix), de nouveaux entrants sur le marché, ou des syndicats et des salariés (négociations sociales). Cela dit, ces résultats sont ici conformes avec les résultats trouvés par Dumontier et Raffournier (1990), Saada (1995) et Moussu et Thibierge (1997). Il n'est pas exclu que la notion de *coûts politiques* soit différemment appréhendée de part et d'autre de l'Atlantique : par exemple, l'histoire économique américaine semble avoir accordé beaucoup plus d'importance que l'Europe aux trusts, conglomérats, monopoles ou quasi-monopoles, et a légiféré de façon beaucoup plus drastique pour prévenir leur formation ou leur survie.

### c. Régressions logistiques sur les variables financières

Nous avons procédé ici à des régressions logistiques, la variable dépendante prenant la valeur de 0 pour les entreprises activant peu ou pas d'incorporel, et la valeur de 1 pour les entreprises activant de l'incorporel. Les variables indépendantes correspondent à l'ensemble des variables étudiées. La procédure a consisté à intégrer toutes les variables dans le modèle, puis à éliminer à chaque itération les variables non significatives (celles dont les coefficients ne sont pas significativement différents de zéro). Cette procédure, réalisée sous SPSS, permet d'aboutir à un modèle final qui ne retient que les variables qui ont une relation significative avec la variable dépendante.

Le modèle estimé est le suivant :

$$Y = \alpha + \beta_1 \text{ Taille} + \beta_2 \text{ Var}_2 + \dots + \beta_k \text{ Var}_k + \varepsilon$$

où  $Y = 0$  pour les entreprises ayant un ratio INT\_A inférieur à la médiane

$Y = 1$  pour les entreprises ayant un ratio INT\_A supérieur à la médiane<sup>12</sup>

la variable Taille sert de variable de contrôle,

et  $\text{Var}_2, \dots, \text{Var}_k$  représentent toutes les variables financières (endettement, poids des Frais financiers, présence d'actifs liquides au bilan).

A chaque itération, la variable la moins significative est retirée du modèle, jusqu'à aboutir au modèle final. Les résultats sont présentés dans le Tableau 3 (échantillon global) et 4 (pays par pays). La régression n° 1 correspond au modèle obtenu par itérations successives sur l'échantillon. C'est donc le modèle *a priori* le plus significatif. Les autres régressions sont données à titre indicatif : la régression n°2 essaie de supprimer les variables « doublons », qui expriment le même phénomène (ex : intérêts / résultat net et intérêts / résultat d'exploitation), et la régression n°3 ne prend en compte que le  $q$  de Tobin. Il en va de même pour les régressions pays par pays.

---

<sup>12</sup> Pour l'analyse par pays, nous avons retenu pour le codage les médianes de chaque pays.

**Tableau 3. Régressions logistiques de la propension à activer de l'incorporel sur les variables financières et la taille, échantillon global.**

Variables	Rég. 1	Rég. 2	Rég. 3
BORROW<1_A	-2.568 (ns)	-3.460 (ns)	
CASH_A	6.903 (7.750*)	3.592 (2.776*)	
CREDITOR_A	-0.875 (ns)	-0.961 (ns)	
CURRA_A	-4.695 (9.943***)		
CURRLIA_A	1.969 (ns)		
DEBTOR_A	3.143 (3.720*)	0.779 (ns)	
DEPR_A	-14.353 (2.833*)	-2.703 (ns)	
DEPROV_A	8.836 (ns)		
LOG_A (Taille)	0.089 (ns)	0.271 (ns)	
NDEBT_A	3.889 (5.961**)	4.248 (9.611***)	
NETINT_EARNING	-0.356 (ns)		
NETINT_EBIT	0.560 (ns)	0.419 (ns)	
NETINT_OPROFIT	0.031 (ns)		
Q	0.122 (2.891*)	0.166 (5.039**)	0.118 (3.704*)
Constante	-0.299 (ns)	-2.365 (3.419*)	-0.202 (ns)
Qualité de l'ajustement	259.00	262.52	266.58
$\chi^2$ du modèle	42.78***	26.47***	4.65**
Pseudo R <sup>2</sup>	21.6%	13.8%	2.3 %
Pourcentage de Y = 0 correctement classés	71.43%	65.55%	83.21%
Pourcentage de Y = 1 correctement classés	67.48%	67.48%	34.85 %
Pourcentage total de reclassement correct	69.42%	66.53%	58.94 %
N	242	242	263

Les chiffres entre parenthèses correspondent au test de Wald pour chaque facteur ( $H_0 : \beta_k = 0$ ).

Le  $\chi^2$  correspond au test du Khi deux pour l'ensemble des facteurs explicatifs ( $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$ ). Lorsque  $H_0$  est rejetée significativement, cela est indiqué par : \*\*\* significatif au seuil de 1% ; \*\* significatif au seuil de 5% ; \* significatif au seuil de 10% ; ns : non significatif à 10%.

Le pseudo R<sup>2</sup> correspond au pourcentage d'amélioration du modèle proposé, par rapport à un modèle n'incluant que la constante<sup>13</sup>.

N = nombre d'observations.

<sup>13</sup> Le pseudo R<sup>2</sup> est calculé comme

$$\text{Pseudo R}^2 = 100\% - \frac{-2LL_1}{-2LL_0}$$

où  $LL_0$  correspond à la log-vraisemblance (déviante) du modèle constitué uniquement de la constante, et  $LL_1$  correspond à la log-vraisemblance du modèle comportant les variables explicatives.  $LL_1$  est égale à 0 pour un modèle parfaitement explicatif, c'est-à-dire qui est parfaitement ajusté aux données : on obtient alors un pseudo R<sup>2</sup> de 100%. Ce pseudo R<sup>2</sup> est considéré comme analogue au R<sup>2</sup> des régressions linéaires (Greene, 1993, 651).

Sur l'échantillon global, on constate à nouveau l'importance des variables d'endettement (Dette nette) et de liquidité de l'actif (Disponibilités, Créances clients, et Actifs circulants) comme variables explicatives de la propension à avoir des actifs immatériels au bilan. Il y a un problème d'interprétation sur les signes en ce qui concerne les actifs circulants : deux des trois composantes de l'actif circulant (CURRA\_A) ont un signe inverse à cet indicateur. Même si le coefficient sur CURRA\_A est le plus significatif, et valide nos hypothèses (les sociétés qui ont le moins d'actifs liquides sont celles qui ont le plus d'actifs immatériels), ces signes opposés sont troublants. Nous avons procédé à quelques régressions de contrôle :

- pour mesurer l'apport de chacune des composantes, nous avons réalisé deux régressions supplémentaires, l'une en excluant les postes CASH\_A et DEBTOR\_A, et l'autre en excluant CURRA\_A. Il en ressort que la variable CURRA\_A a bien un signe négatif, conforme à nos prévisions (significatif au seuil de 10%), et que CASH\_A et DEBTOR\_A présentent bien un signe positif, en apparence contradiction avec le résultat précédent (seul CASH\_A est significatif au seuil de 10%). Il serait souhaitable de réaliser un test sur la troisième composante des actifs circulants, à savoir les stocks. Mais nous ne saurions comprendre le lien qui peut exister entre des actifs immatériels et des stocks...

- le résultat « actif circulant négativement corrélé à actif immatériel » pourrait être obtenu par un effet mécanique, les deux étant rapportés à l'actif total. Cela semble peu probable, les moyennes et médianes d'INT\_A représentant à peine le cinquième de celles de CURR\_A.

Enfin, certaines de nos prédictions ne sont pas validées : il n'y a pas d'effet de taille, les dettes remboursables à moins d'un an ne semblent pas être une variable déterminante, et aucune variable de poids des frais financiers ne présente de coefficient significatif.

Pour ce qui est résultats pays par pays (Cf. page suivante), les résultats sont assez différents, comme nous avons déjà pu le constater : on peut même affirmer que les résultats de chaque pays, parfois opposés, ont peut-être pu s'annuler au niveau de l'échantillon global, ou que les résultats constatés globalement ne sont finalement issus que d'un seul pays .

Sur l'échantillon français, les résultats diffèrent quelque peu de l'échantillon global : on retrouve une relation négative entre actifs circulants et actifs immatériels (certes tempérée par un problème de signe avec le compte Clients, mais de moindre signification), mais le montant de la dette (NDEBT\_A) n'offre plus de relation significative avec le montant des actifs immatériels. En revanche, on voit apparaître une relation significative entre poids des frais financiers (NETINT\_EBIT) et montant des immatériels activés, avec un signe qui valide nos hypothèses. Conformément à nos hypothèses et nos premiers résultats, il n'apparaît pas de relation entre le  $q$  de Tobin et la proportion d'actifs incorporels au bilan.



**Tableau 4. Régressions logistiques de la propension à activer de l'incorporel sur les variables financières et la taille, pays par pays.**

Variables	France 1	France 2	France 3	Espagne 1	Espagne 2	Espagne 3
BORROW<1_A	-1.880 (ns)			12.371 (ns)		
CASH_A	0.146 (ns)			31.310 (9.984***)	9.639 (3.755*)	
CREDITOR_A	-0.258 (ns)			7.583 (ns)		
CURRA_A	-7.923 (13.89***)	-7.909 (21.43***)		-8.649 (3.201*)		
CURRLIA_A	1.102 (ns)			-6.769 (ns)		
DEBTOR_A	4.657 (4.412**)	5.156 (6.123**)		10.664 (4.305**)	-0.225 (ns)	
DEPR_A	-22.714 (ns)	-17.369 (6.004**)		-11.150 (ns)		
DEPROV_A	6.281 (ns)			9.055 (ns)	1.485 (ns)	
LOG_A (Taille)	-0.404 (ns)	-0.366 (ns)		0.690 (ns)	0.988 (3.781*)	
NDEBT_A	0.768 (ns)	-0.373 (ns)		10.393 (5.001**)	4.523 (3.353*)	
NETINT_EARNING	-0.226 (ns)			0.369 (ns)		
NETINT_EBIT	4.204 (3.513*)	3.510 (2.796*)		-14.795 (4.794**)	-0.428 (ns)	
NETINT_OPROFIT	-0.944 (ns)			5.192 (ns)		
Q	0.537 (ns)	0.065 (ns)	0.064 (ns)	2.720 (6.926***)	1.346 (5.590**)	0.963 (5.471**)
TDEBT_A		-0.876 (ns)				
Constante	6.115 (7.092***)	6.204 (7.993***)	-0.137 (ns)	-8.597 (ns)	-8.670 (6.904***)	-1.145 (5.424**)
Qualité de l'ajustement	190.18	184.46	177.40	46.55	65.83	81.39
$\chi^2$ du modèle	49.11***	45.69***	(ns)	48.77***	23.07***	11.68***
Pseudo R <sup>2</sup>	33.5%	31.3%	0.8%	65.6%	36.6%	16.9%
Pourcentage de Y = 0 correctement classés	75.58%	75.58%	80.90%	80.00%	74.29%	81.40%
Pourcentage de Y = 1 correctement classés	67.86%	68.24%	26.14%	78.38%	64.86%	46.51%
Pourcentage total de reclassement correct	71.76%	71.93%	53.67%	79.17%	69.44%	63.95%
N	177	171	177	72	72	86

L'échantillon espagnol présente des résultats assez différents ce qui, encore une fois, n'était pas attendu dans un pays dont les mécanismes financiers et comptables sont très proches de la France. La première observation est que la régression logistique n°1 reclasse très correctement les sociétés, et offre un pseudo-R<sup>2</sup> de 65.6%, ce qui est très bon. Plusieurs coefficients de la régression sont très significatifs, mais il est difficile d'en tirer une interprétation, en raison des contradictions de signe :

- on retrouve la même contradiction que pour l'échantillon français entre le montant des disponibilités et le montant des créances clients (tous deux positivement corrélés au montant des actifs incorporels contraire à nos prédictions) et le montant des actifs circulants (négativement corrélés au montant des actifs incorporels).

- on constate bien une corrélation entre le montant des dettes (NDEBT\_A) et les actifs incorporels, mais dans le même temps, on observe une relation négative entre le poids des intérêts (NETINT\_EBIT) et le montant de ces actifs incorporels. Devant cette contradiction, nous pouvons proposer une ébauche d'approfondissement : cela tient peut-être au caractère « en net » des indicateurs. Une décomposition entre produits financiers et intérêts financiers pourra peut-être permettre de comprendre ce résultat. Néanmoins, dans l'état actuel des résultats, la prudence s'impose.

Enfin, on retrouve la relation positive déjà constatée entre actifs incorporels et  $q$  de Tobin.

## 5. CONCLUSION, LIMITES ET FUTURES VOIES DE RECHERCHE

Nous synthétisons nos résultats dans le tableau suivant :

**Tableau 5. Synthèse des résultats. Lien des variables avec la proportion d'actifs incorporels au bilan.**

	q de Tobin	Taille	Poids des intérêts	Endettement	Actifs circulants	Dispos	Clients
<i>Prédiction</i>	<i>ns</i>	<i>ns ou -</i>	<i>+</i>	<i>+</i>	<i>-</i>	<i>-</i>	<i>-</i>
<b>GLOBAL</b>	*** / +*	*** / ns	ns	**** / +**	-***	ns	ns
<b>FRANCE</b>	ns	ns	ns / +*	****	-***	-*** / ns	ns / +**
<b>ESPAGNE</b>	*** / +***	+* / ns	ns / -**	+* / +**	-** / -*	ns / +***	ns / +**

Quand les tests de comparaison de moyenne et les régressions logistiques ne donnent pas le même résultat, ceux-ci sont donnés comme « résultat comparaison moyenne / résultat régression logistique ».

Notre propos était d'analyser les actifs immatériels non pas uniquement comme capital immatériel, mais aussi comme enjeu de communication comptable et financière. Nos hypothèses sont validées au moins sur les points suivants : les entreprises endettées ont plus d'actifs immatériels que les autres<sup>14</sup> ; les entreprises qui ont peu d'actifs liquides ont plus d'actifs immatériels que les autres. Nous proposons donc une nouvelle explication des valeurs de l'actif immatériel, fondée sur une politique comptable en réponse à des problèmes de liquidité ou de d'endettement. Toutefois, les différences importantes dans les résultats, entre deux pays pourtant proches, demandent un approfondissement des mesures, pour vérifier qu'il n'y a pas certains effets mécaniques des différentes variables entre elles. D'autre part, un élargissement à d'autres pays européens permettra probablement de rendre les résultats plus robustes, tout en identifiant les différents environnements comptables et financiers.

<sup>14</sup> Notons que ce résultat est l'inverse de celui qui est prédit dans le cadre des théories du financement. Ici, il ne s'agit pas de financer l'immatériel par dette, mais de profiter des dépenses immatérielles pour assouplir d'une contrainte de dette.

## BIBLIOGRAPHIE

- BHAGAT S., WELCH I. (1995), "Corporate research & development investments : international comparisons", *Journal of Accounting & Economics*, Vol. 19, n° 2-3, pp. 443-470.
- BAH R., DUMONTIER P. (1996), "Spécificité de l'actif et structure financière de l'entreprise", *Banque et Marchés*, n° 24, septembre-octobre, pp. 28-36.
- BARTOV E., BODNAR G. (1996), "Alternative accounting methods, information asymmetry and liquidity : theory and evidence", *Accounting Review*, Vol. 71, n° 3, juillet, pp. 397-418.
- BÉTRIOU J.-L., VIGNOLLES M. (1990), "Influence des options en consolidation sur la présentation des comptes", *Revue Fiduciaire Comptable*, n° 154, juin, pp. 23-28.
- BITNER L. N., DOLAN R. C. (1996), "Assessing the relationship between income smoothing and the value of the firm", *Quarterly Journal of Business & Economics*, Vol. 35, n° 1, hiver, pp. 16-35.
- BOZEC R., MAGNAN M. (1995), "Effet modérateur de la crédibilité du bénéfice sur son utilité pour les investisseurs boursiers", *Cahier de recherche n° 95-20*, Ecole des HEC, Montréal, octobre, 25 p.
- BRETON G., TAFFLER R. J. (1995), "Creative accounting and investment analyst response", *Accounting and Business Research*, Vol. 25, n° 98, printemps, pp. 81-92.
- CAUVIN ANGLEYS SAINT-PIERRE, DELOITTE TOUCHE TOHMATSU, ERNST AND YOUNG AUDIT, MAZARS ET GUÉRARD, (1999), *L'information financière en 1999 : 100 groupes industriels et commerciaux*, CPC Meylan, 686 p.
- CHARREAUX G. (1992), "Théorie financière et stratégie financière", *Revue Française de Gestion*, janvier-février, pp. 46-63.
- CHENG P., COULOMBE D. (1993), "Voluntary income-increasing accounting changes", *Contemporary Accounting Research*, Vol. 10, n° 1, automne, pp. 247-272.
- CHÉRUBIN C., VIGUIÉ C. (1996), "La comptabilisation des survaleurs : comparaison de deux méthodes", *Analyse Financière*, n° 108, septembre, pp. 22-29.
- CHUNG K. H., PRUITT S. W. (1994), "A simple approximation of Tobin's q", *Financial Management*, Vol. 23, n° 3, automne, pp. 70-74.
- COCKBURN I., GRILICHES Z. (1988), "Industry effects and appropriability measures in the stock market's valuation of R&D and patents", *American Economic Review*, mai, pp. 419-423.
- DALEY L. A., 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, décembre, pp. 195-211.
- DAVIS M. L. (1996), "The purchase vs. pooling controversy : how the stock market responds to goodwill", *Journal of Applied Corporate Finance*, Vol. 9, n° 1, printemps, pp. 50-59.
- DEFOND M. L., JIAMBALVO J. (1994), "Debt covenant violation and manipulation of accruals", *Journal of Accounting & Economics*, Vol. 17, n° 1-2, janvier, pp. 145-176.
- DHALIWAL D. (1980), "The effect of the firm's capital structure on the choice of accounting methods", *Accounting Review*, Vol. 55, n° 1, janvier, pp. 78-84.
- DUKE J. C., FRANZ D. P., HUNT III H. G. (1995), "An examination of debt-equity proxies vs. actual debt covenants restrictions in accounting choice studies", *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 22, n° 5, juillet, pp. 615-635.
- DUMONTIER P., RAFFOURNIER B. (1990), "The determinants of voluntary accounting changes : some additional evidence from french data", Congrès de l'Association Européenne de Comptabilité (EAA), 21 p.
- FONTAINE P., NJIOKOU C. (1996), "Les déterminants de la structure financière : une comparaison internationale", *Banque et Marchés*, n° 24, septembre-octobre, pp. 5-17.
- GOODACRE A. (1991), "R&D expenditure and the analyst's view", *Accountancy (UK)*, Vol. 107, n° 1172, avril, pp. 78-79.
- GREEN J. P., STARK A. W., THOMAS H. M. (1996), "UK evidence on the market valuation of research and development expenditures", *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 23, n° 2, mars, pp. 191-216.
- GRILICHES Z. (1981), "Market value, R&D and patents", *Economic Letters*, Vol. 7, n° 2, pp. 183-187.
- HALL B. H. (1992), "Investment and Research and Development at the firm level : does the source of financing matter ?", *working paper n° 4096*, National Bureau of Economic Research, juin, 41 p.
- HALL B. H. (1993), "The stock market's valuation of R&D investment during the 1980's", *American Economic Review*, mai, pp. 259-264.
- HUGHES J. S., KAO J. L. (1991), "Economic implications of alternative disclosure rules for research and development costs", *Contemporary Accounting Research*, Vol. 8, n° 1, automne, pp.152-169.
- JENSEN M. C., MECKLING W. H. (1976), "Theory of the firm : Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure", *Journal of Financial Economics*, Vol. 3, n° 4, octobre, pp. 305-360.
- KAPLAN S. N., ZINGALES L. (1997), "Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints ?", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 62, n° 1, février, pp. 169-216.
- LANG L., STULZ R., WALKING R. (1991), "A Test of the Free Cash Flow Hypothesis : The Case of Bidder Returns", *Journal of Financial Economics*, vol. 29, pp. 315-335.
- LINDENBERG E., ROSS S. (1981), "Tobin's q ratio and industrial organization", *Journal of Business*, Vol. 54, n° 1, janvier, pp. 1-32.

- LONG M., MALITZ I. (1985), "The investment financing nexus : some empirical evidence", *Midland Corporate Finance Journal*, Vol. 3, automne, pp. 53-59.
- MARION A. (1990), "La valorisation directe de l'actif immatériel, points de repère", *Banque*, n° 503, mars, pp. 240-250.
- MEGNA P., KLOCK L. (1993), "The impact of intangible capital on Tobin's Q in the semiconductor industry", *American Economic Review*, mai, pp. 265-269.
- MOUSSU C., THIBIERGE C. (1997), "Politique financière, opportunités d'investissement et actifs incorporels en Europe : théorie et étude empirique", *Banque et Marchés*, n° 30, septembre-octobre, pp. 6-21.
- MYERS S. (1977), "Determinants of corporate borrowing", *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, pp. 147-175.
- NJIOKOU C. (1994), "Risque de free cash flow, politique d'endettement et politique du dividende : une étude empirique", communication présentée au Colloque international de finance, Université Paris-Dauphine, septembre 1994, 27 p.
- OPLER T. C., TITMAN S. (1994), "Financial distress and corporate performance", *Journal of Finance*, Vol. 49, n° 3, juillet, pp. 1015-1040.
- SAADA 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.
- SHENOY C., KOCH P. D. (1996), "The firm's leverage-cash flow relationship", *Journal of Empirical Finance*, Vol. 2, n° 4, février, pp. 307-331.
- SKINNER D. J. (1993), "The investment opportunity set and accounting procedure choice", *Journal of Accounting & Economics*, Vol. 16, n° 1-2-3, pp. 407-445.
- SMITH C. W., WATTS R. L. (1992), "The investment opportunity set and corporate financing, dividend and compensation policies", *Journal of Financial Economics*, Vol. 32, pp. 263-292.
- TITMAN S., WESSELS R. (1988), "The determinants of capital structure choice", *Journal of Finance*, Vol. 43, pp. 1-20.
- WATTS R. L., ZIMMERMAN J. L. (1986), *Positive Accounting Theory*, Prentice-Hall, 388 p.
- WATTS R. L., ZIMMERMAN J. L. (1990), "Positive accounting theory : a ten year perspective", *Accounting Review*, Vol. 65, n° 1, janvier, pp. 131-156.
- ZMIJEWSKI M. E., HAGERMAN R. L. (1981), "An income strategy approach to the positive theory of accounting standard setting/choice", *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 3, août, pp. 129-149.