



HAL
open science

INVESTISSEMENT IMMATERIEL ET UTILITE DE L'INFORMATION COMPTABLE : ETUDE EMPIRIQUE SUR LES MARCHES FINANCIERS EUROPEENS

Jean-François Casta, Lionel Escaffre, Olivier J. Ramond

► **To cite this version:**

Jean-François Casta, Lionel Escaffre, Olivier J. Ramond. INVESTISSEMENT IMMATERIEL ET UTILITE DE L'INFORMATION COMPTABLE : ETUDE EMPIRIQUE SUR LES MARCHES FINANCIERS EUROPEENS. "COMPTABILITE ET ENVIRONNEMENT ", May 2007, France. pp.CD-Rom. halshs-00543112

HAL Id: halshs-00543112

<https://shs.hal.science/halshs-00543112>

Submitted on 5 Dec 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.

INVESTISSEMENT IMMATERIEL ET UTILITE DE L'INFORMATION COMPTABLE : ETUDE EMPIRIQUE SUR LES MARCHES FINANCIERS EUROPEENS

Jean-François, CASTA, professeur des universités, université Paris-Dauphine, place du Mal de Lattre de Tassigny, 75116 Paris, email : jean-francois.casta@dauphine.fr

Lionel, ESCAFFRE, professeur associé, université d'Angers, 13 allée François Mitterrand BP 13633 49036 Angers Cedex 01, email : lionel.escaffre@univ-angers.fr

Olivier, RAMOND, enseignant-chercheur, université Paris-Dauphine, place du Mal de Lattre de Tassigny, 75116 Paris, email : olivier.ramond@dauphine.fr

Version : 7 janvier 2007

Résumé: Motivée par les récents travaux de Lev [2001b ; 2004] et les débats actuels de l'IASB portant sur la traduction comptable de l'investissement immatériel (ci-après IIM), cette étude empirique pose la question de l'utilité de l'information comptable face à de tels investissements. A l'aide d'un échantillon d'entreprises issues de quatre marchés financiers de la zone euro – Grande-Bretagne, Allemagne, France et Espagne – nous tentons (1) de quantifier les liens existant entre l'information comptable en matière d'IIM et les performances économique et concurrentielle, et (2) d'appréhender la perception de ces informations par les marchés financiers sur la période 1993-2003. Nos résultats indiquent que : (1) quelque soit le marché financier étudié les investisseurs semblent adopter une vision "myopique" dans le processus de construction de leur portefeuille, en pénalisant, sur le court terme, les entreprises reportant des IIMs élevés dans leurs états financiers ; (2) l'IIM semble faiblement relié au positionnement concurrentiel des entreprises. (3) Par ailleurs, les référentiels « latins », par opposition au référentiel anglo-saxon permettraient de relier la performance économique aux éléments immatériels, générateurs de diminution de coûts d'exploitation. Ce dernier résultat suggérerait que l'application des normes internationales au plan européen pourrait entraîner une déconnection progressive entre la mesure comptable des marges opérationnelles et la reconnaissance des immatériels dont l'évaluation, en référentiel IFRS, est plus orientée vers les marchés financiers.

Mots-clés : Capital immatériel, utilité de l'information comptable, value-relevance, performance.

Classification JEL : G31 ; M21 ; M41

Intangible Investments and Accounting Numbers: Usefulness, Informativeness and Relevance on the European Stock Markets.

Abstract: Motivated by the recent works by Lev [2001b ; 2004] and the current debate surrounding the international financial reporting standard n°38 (i.e. IAS 38) adoption related to reported intangible investment issues, this study investigates whether European firms using national generally accounting principles (hereafter, GAAP) exhibit differences while considering the relationship between firm performance and reported intangible investment. Using a four-representative-European-country (i.e. France, Germany, Spain and U.K.) dynamic data panel, we investigate whether intangible accounting numbers in these different settings can be significantly linked, during the period 1993-2003, to the following firm performance triptych: financial, operational and competitive performance. Our findings bring us towards the following three concerns: (1) Firstly, in any stock market under scope, we do find clear evidence that while constructing their investment portfolios investors adopt a short-term perspective or “myopic view” by precluding firms from reporting high intangible investment in their financial statements. (2) Secondly, we do not find any evidence that reported intangible investments regardless the national GAAPs underpin a better competitive position inside a specific market. We conclude that relationship between reported intangibles and the firms’ competitive advantage (or disadvantage) should not be held constant in future research designs. (3) Finally, our results clearly support the idea that Latin accounting frameworks, while opposed to Anglo-Saxon settings, ease the relationship recognition occurring between intangibles and the firm operational performance. This last result would suggest that IAS implementation could lead to disconnect progressively operational margins from reported intangibles as their valuations are, under IFRS, overall market-oriented.

Keywords: Intangible investments, accounting numbers, informativeness, usefulness, relevance.

JEL Classification : G31 ; M21 ; M41

1. INTRODUCTION

Conformément à l'un des préceptes fondamentaux de la théorie moderne de la finance, dans une situation de marché concurrentiel, la valeur marchande des titres d'une entreprise reflète, à l'équilibre, la valeur de l'ensemble de ses actifs nets minorée des dettes. Lorsque la plupart de ces actifs sont physiques tels que des équipements ou des biens immobiliers, la relation empirique entre la valeur des actifs et celle du prix de l'action peut être considérée comme relativement apparente [Beaver, 1981]. Cependant, dans les économies modernes, la valeur économique d'une entreprise reflète, pour une grande partie, ses actifs immatériels tels que les brevets, les marques, la réputation, le capital organisationnel. Face à un flux grandissant¹ d'immatériels, les systèmes normatifs comptables traditionnels, reposant sur un "principe transactionnel", éprouvent de plus en plus de difficulté à remplir leur rôle informatif d'aide à la décision² [Lev, 2001a]. Les actifs immatériels sont imparfaitement communiqués dans les états financiers, rappelant par là-même que le principe de fiabilité de l'information est bien souvent privilégié, aux dépens du principe de pertinence, par les régulateurs comptables nationaux [Cañibano, García-Ayuso & Sanchez, 2000]. Il en résulte que l'information contenue dans les états financiers ne peut plus expliquer, à elle seule, une quelconque relation directe liant la valeur comptable à la valeur de marché des actifs [Ohlson, 1995]. Néanmoins, certains auteurs [ex. Sougiannis, 1994 ; Lev & Zarowin, 1998 ; Lev, 2004] continuent de prôner que les indicateurs comptables en matière d'investissement immatériel n'en restent pas moins informatifs et "value-relevant"³. C'est précisément cette dernière hypothèse que la présente recherche se propose de tester à travers l'étude de trois variables comptables, "proxies" de l'investissement immatériel d'une entreprise : la variation du stock d'actifs immatériels au bilan, la variation du stock de goodwill comptabilisé et le montant périodique des dépenses de R&D. Pour faciliter notre analyse, ces trois variables seront regroupés, tout au long notre étude, sous le terme générique "investissement immatériel".

L'approche empirique proposée, dans cette recherche, n'est en soit pas nouvelle. En effet, depuis les travaux précurseurs de Griliches [1981] et Cockburn & Griliches [1988] portant sur les liens unissant la valeur de marché d'une entreprise à celle de ses immatériels, un vaste courant académique a pris peu à peu forme⁴. Ces recherches appellent néanmoins deux critiques. En premier lieu, rares sont les articles qui s'intéressent directement aux actifs immatériels comptabilisés en tant que tels et à leurs impacts potentiels sur la valeur marchande des titres. En effet, la plupart des études se limitent bien souvent à l'examen des relations entre les dépenses de recherche & développement (R&D ci-après) (ex. Sougiannis [1994] ; Lev & Zarowin [1998] ; Chan, Lakonishok & Sougiannis [2001]), le nombre de brevets déposés (ex. Griliches [1981] ; Cockburn & Griliches [1988]) et la valeur de marché des titres. En second lieu, les études empiriques s'appuient à une majorité déconcertante sur des panels de données américains. A ce titre, les résultats discutés et les relations mises à jour

¹ Dans une étude du marché nord-américain, Nakamura [2001] rapporte que les investissements immatériels bruts annuels réalisés par les sociétés sont passés de 4.4% du PIB en 1978 à 10.5% en 2000, soit un taux moyen annuel de progression avoisinant les 4%.

² Dans son Statement of Financial Accounting Concepts n°1, le F.A.S.B. [1978: 34] rappelle que: "[...] financial reporting should provide information that is useful to present and potential investors and creditors and other users in making rational investment, credit, and similar decisions".

³ Une information publique ou privée est dite "value-relevant" si elle impacte de manière significative le prix d'échange d'un titre donné [Beaver, 1981].

⁴ Pour une revue bibliographique complète sur la question, cf. Cañibano *et al.* [2000].

restent difficilement transposables à d'autres environnements comptables tels que celui des pays européens, en raison des spécificités règlementaires propres aux U.S.A.⁵.

La présente étude repose sur trois approches constructives au débat sur la pertinence et l'utilité de l'information comptable en matière d'investissement immatériel, débat encouragé par le passage actuel aux normes IFRS. En premier lieu, la démarche scientifique adoptée tente de fédérer, sous la perspective "performance financière, économique et concurrentielle", les différentes hypothèses émises, jusqu'à présent, sur l'impact de l'investissement immatériel⁶. La seconde contribution de l'étude réside dans l'appréhension de la notion même d'investissement immatériel. Enfin, la troisième principale contribution réside dans la sélection même de l'échantillon d'analyse. En s'appuyant sur un échantillon d'entreprises "paneuropéennes", la présente étude se veut participer pleinement au débat actuel sur le passage aux normes IFRS en apportant un regard empirique nouveau à travers l'étude de quatre marchés boursiers : Paris, Madrid, Londres et Francfort. En examinant sur la période décennale, 1993-2003, les déterminants comptables de l'investissement immatériel d'entreprises françaises, espagnoles, britanniques et allemandes, nous ouvrons le débat sur les spécificités nationales en matière de traitement comptable des immatériels et proposons ainsi une analyse européenne pouvant contribuer au débat actuel animant le processus de normalisation internationale, i.e. "due process".

L'étude est organisée selon le plan suivant. La section 2 s'attache à présenter les principaux résultats mis en avant par la littérature académique. La procédure de collecte des données et les critères de sélection de l'échantillon sont exposés dans la section 4. La section 5 présente et discute les résultats univariés et multivariés de l'analyse. Enfin, des tests de sensibilité sont proposés en section 6. La section finale proposera un résumé des résultats importants de l'étude et esquissera quelques pistes prometteuses pour les recherches à venir.

2. CADRES THEORIQUES ET EMPIRIQUES

Après une présentation succincte des travaux antérieurs observant les liens entre l'investissement immatériel et la performance financière de la firme, nous nous attacherons à discuter les résultats portant sur l'étude de la pertinence de l'information comptable en matière d'investissement immatériel en différenciant, d'une part, les travaux portant sur l'étude du rendement du titre, d'autre part, ceux relatifs au résultat d'exploitation et, enfin, ceux s'attachant à l'analyse de la performance concurrentielle.

⁵ La problématique afférente au traitement comptable des frais de R&D pourrait illustrer, à elle seule, cette difficulté de transposition des résultats issus des recherches américaines. En effet, la plupart des études antérieures portent sur des échantillons d'entreprises américaines répondant aux critères de la norme Statement 2 du FASB, publiée en novembre 1974. Cette dernière, en astreignant les entreprises à passer directement en compte de résultat les frais de recherche & développement constatés durant l'exercice, à l'exception des coûts de développement des logiciels (cf. SFAF 86), s'éloigne significativement des traitements prônés par les instances comptables en Allemagne, Espagne, France et au Royaume-Uni (cf. Appendice A).

⁶ Les hypothèses discutées dans notre étude ont été exposées séparément dans les études de Sougiannis [1994], Lev & Sougiannis [1996], Lev & Zarowin [1998] et Villalonga [2004].

2.1. L'émergence d'un nouveau courant de recherche : les "intangibles value-relevance studies"

Depuis une vingtaine d'année, les études empiriques tentent de démontrer que l'investissement en immatériel (réduit souvent aux dépenses de R&D et frais de publicité) engendre une augmentation significative des performances futures et, en conséquence, est positivement corrélé à la valeur de marché de l'entreprise. A l'origine, ce courant de recherche, initié par des chercheurs américains, avait pour principal but de prouver au FASB⁷ que les investissements, i.e. les dépenses, en R&D engendraient des performances additionnelles et qu'il convenait, à ce titre, de les activer [Cañibano *et al.*, 2000]. Néanmoins, les premières études (voir par exemple Johnston [1967]) ne parvenant pas à apporter la preuve de telles allégations, le FASB publie, en 1974, le Statement N°2 interdisant l'activation des frais de R&D. Les travaux ont, notamment, permis d'établir un lien positif durable entre la profitabilité future d'une entreprise et ses investissements tant en R&D [Sougiannis, 1994 ; Lev & Sougiannis, 1996 ; Lev & Zarowin, 1998] qu'en publicité [Bublitz & Ettredge, 1989 ; Chauvin & Hirschey, 1993]. Deux classes d'études peuvent, néanmoins, être clairement distinguées : d'une part, les études s'intéressant aux relations entre le rendement du titre (*price return index*) et l'investissement en actifs immatériels de la firme et, d'autre part, celles traitant des liens entre le résultat d'exploitation (*operating income*) et l'investissement immatériel. Une troisième catégorie se propose d'étudier les relations entre les ressources immatérielles de la firme et sa performance concurrentielle (*strategical advantage/disadvantage*) [ex. Villalonga, 2004].

2.2. Rendement du titre et investissement immatériel

La relation entre le rendement du titre et l'augmentation des frais de R&D a été examinée dans de nombreuses études après que Grabowski & Mueller [1978] suggèrent que les firmes évoluant dans des industries à recherche intensive présentent des rendements de leur capital immatériel supérieurs à la moyenne. Morck & Yeung [1991], dans la lignée des travaux de Hirschey [1982], rapportent que, en moyenne, les frais de publicité et de R&D impactent positivement et significativement la valeur de marché.

Basant son approche sur le modèle d'Ohlson [1995], Sougiannis [1994] apporte la preuve que l'accroissement des dépenses de R&D mène à une augmentation du profit sur une période d'au moins 7 années. Sougiannis suggère que si l'investissement en R&D entraîne une augmentation des performances futures et que la valeur de marché d'une entreprise n'est autre que la valeur actualisée des performances à venir en montrant qu'il existe une relation positive entre le prix de l'action et la dépense de R&D, ainsi qu'entre le rendement du titre et l'augmentation des investissements en R&D. Confortant cette idée, Lev & Sougiannis [1996] et Lev & Zarowin [1998] observent une relation inter-temporelle significative entre le capital de R&D et les rendements du titre à venir, suggérant par là-même la présence d'un biais de valorisation du titre des entreprises présentant une intensité du R&D ou l'existence d'une compensation pour un facteur risque additionnel imputable à l'activité même du R&D. Pour leur part, Chan *et al.* [2001] confirment cette hypothèse, apportant la preuve que les

⁷ F.A.S.B.: Financial Accounting Standards Board, organisme américain compétent pour établir des normes de comptabilité financière et de reporting pour les sociétés privées.

entreprises à fortes dépenses de R&D (relativement à leur valeur de marché) tendent à présenter des rendements passés faibles et des signes de mauvais « pricing ». Ces auteurs trouvent également que des déviations positives de l'investissement moyen sectoriel mène à des rendements supérieurs pour les entreprises de haute technologie et que les investissements en R&D sont associés à des volatilités supérieures, suggérant par là-même le besoin d'augmentation de la communication sur les immatériels requis par le marché [Chan *et al.*, 2001]. Néanmoins, contrairement à leurs prédécesseurs [Sougiannis, 1994 ; Lev & Sougiannis, 1996], Chan *et al.* [2001] ne parviennent pas à établir une relation directe entre le niveau des dépenses de R&D et les rendements futurs des actions.

Bien que toutes ces études tendent à présenter des différences notables de résultats, elles ont pour point commun d'observer un coefficient de réponse positif à l'annonce de dépenses de R&D et ce même quand les bénéfices tendent à décliner. Cependant, le caractère significatif des estimateurs varie considérablement selon les recherches. Comme le note Lev [2004], cette variation de significativité pourrait s'expliquer par les différences dans les méthodes d'approximation des rendements du titre utilisées. Sur ce point, les recherches s'intéressant aux relations entre la profitabilité d'exploitation (*operating income / total sales*) et l'investissement immatériel présentent des résultats plus robustes.

2.3. Coûts de production et investissement immatériel

Dans une étude récente, Nakamura [2001] observe que les investissements en R&D réalisés par les entreprises privées américaines sont passés de 20 milliards de dollars annuels à plus de 180 milliards entre 1977 et 2000 tandis que le rapport des coûts de production sur le chiffre d'affaires, toujours durant cette même période, a diminué en moyenne de 12.5%, passant de 66% à 53.5%. Nakamura [2001] suggère qu'un investissement en immatériel soutenu durant quelques années permettrait à l'entreprise, en cas de succès, d'augmenter (en moyenne) les marges opérationnelles. Par ailleurs, Nakamura [2001] indique que l'impact sur les coûts de production s'effectue environ 5 ans après que l'investissement en R&D ait été réalisé.

Ces observations restent en accord avec celles examinées, un peu plus tôt, par Lev & Sougiannis [1996] et Lev & Zarowin [1998]. Selon ces auteurs, les dépenses de R&D sont des investissements réalisés dans le but d'augmenter les résultats d'exploitations futurs (*future operating income*) de l'entreprise. Ainsi, la valeur intrinsèque de ces investissements correspond à la valeur actualisée des résultats d'exploitations futurs additionnels générés par ces investissements. Les recherches telles que Sougiannis [1995] proposent de traiter les immatériels de la firme comme une ressource à part entière, au même titre qu'un actif physique, et tentent de les mettre en relation avec la performance concurrentielle de l'entreprise.

2.4. Ressources immatérielles et performance concurrentielle

Certaines études plus récentes se basant sur l'approche "resource-based view"⁸ (RBV) suggèrent que la persistance des bénéfices opérationnels (souvent assimilés au résultat d'exploitation ou *operating income*), le profit spécifique de la firme (défini

⁸ Selon la théorie de la firme dite "resource-based", ce sont les ressources d'une entreprise qui lui permettent de gagner ou garder un avantage compétitif durable (pour plus de détails, cf. Itami [1987]).

conventionnellement comme la différence entre le profit réalisé par la firme et la moyenne des profits réalisés par les firmes de son secteur industriel) et les investissements immatériels sont interreliés. Dans une étude portant sur 1,992 entreprises américaines cotées entre 1981 et 1997, Villalonga [2004] trouve que les ressources immatérielles⁹ d'une entreprise sont positivement liées à la persistance des profits ou pertes spécifiques. Ce résultat tendrait à supporter l'hypothèse de la RBV selon laquelle les actifs immatériels jouent un rôle important dans le support de l'avantage concurrentiel de la firme. Ces mêmes résultats suggèreraient également que ces actifs immatériels peuvent enliser une entreprise dans un désavantage concurrentiel durable.

En résumé, les études antérieures tendent à présenter des résultats concluants sur les effets de l'investissement immatériel sur la performance de la firme.

- l'investissement immatériel semble être positivement relié au rendement du titre et ce sur des périodes oscillant entre 5 et 7 années (Sougiannis, 1994 ; Lev & Sougiannis, 1996 ; Lev & Zarowin, 1998).
- la profitabilité d'exploitation telle qu'approximée par le ratio du résultat d'exploitation (*operating income*) sur le chiffre d'affaires (*total sales*) semble être également positivement reliée durablement aux dépenses de R&D [Sougiannis, 1994 ; Lev & Zarowin, 1998 ; Nakamura, 2001].
- les études "resource-based" (ex. Villalonga [2004]) apportent la preuve de l'impact que les ressources immatérielles d'une entreprise peuvent avoir sur son (dés)avantage concurrentiel.

3. METHODE DE RECHERCHE, PRESENTATION DES MODELES RETENUS ET DISCUSSION DES HYPOTHESES DE MODELISATION

La méthode de recherche suivie dans notre analyse tente de regrouper l'étude de l'impact du capital immatériel sous le triptyque : performance financière (3.2), performance économique (3.3) et performance concurrentielle (3.4). Les trois modèles exposés dans cette section présentent la singularité de reposer sur un socle commun : l'équation de l'inventaire perpétuel du capital immatériel de Griliches [1981].

3.1. Equation de l'inventaire perpétuel du stock d'immatériels

Les précédentes études qui analysent les liens empiriques entre la performance de l'entreprise et les actifs immatériels se basent soit sur des mesures de stock, soit sur des mesures de flux (dépenses de R&D), soit sur les deux [Villalonga, 2004]. Afin d'éviter la présence, dans les modèles, des problèmes de multicollinéarité évoqués par Schankerman [1981], les mesures de stock de capitaux originellement proposées par Griliches [1981] et

⁹ Contrairement à de nombreuses études, Villalonga [2004] s'appuie sur un panel de variables relativement important pour mesurer les ressources immatérielles d'une entreprise. Les variables qu'elle utilise sont les suivantes : la proportion d'actifs immatériels au bilan, le montant du goodwill, le montant du stock de R&D (pour le calcul cf. section 3), le montant du stock de frais de publicité et le montant des autres actifs immatériels comptabilisés.

reformulées par Hall [2001] sont utilisées. Ces mesures sont construites aussi bien pour le montant des immatériels au bilan que pour celui du goodwill comptabilisé par l'entreprise¹⁰.

Nous émettons ainsi l'hypothèse d'une équation d'inventaire perpétuelle de la forme :

$$K_t = (1 - \delta) * K_{t-1} + I_t \quad (1)$$

où

K_t représente la quantité (ou stock) de capital immatériel détenu par l'entreprise à la fin de la période t ;

δ le taux de dépréciation périodique du capital immatériel¹¹ ;

I_t l'investissement en capital immatériel réalisé au cours de la période t.

Comme le notent Lev & Zarowin [1998], le taux de dépréciation périodique du capital utilisé dans cette équation reste très subjectif et, à ce titre, restreint d'autant les interprétations des résultats du modèle. Cependant, Hall [2001 ; 1990] affirme que le choix du taux de dépréciation n'a que peu d'influences sur les résultats empiriques dans la mesure où ce dernier reste raisonnable (entre 5% et 20%).

Cette équation de l'inventaire perpétuel nous permet de construire la variable d'investissement en capital immatériel utilisée dans les trois modèles de l'étude.

3.2. Modèle de performance financière

Ce premier modèle nous permet de tester l'hypothèse selon laquelle l'investissement en capital immatériel impacterait significativement le rendement du titre. A l'instar de Lev & Zarowin [1998] et d'une littérature désormais abondante, nous émettons l'hypothèse selon laquelle le bénéfice par action impacte également le cours de bourse. Nous l'associons dans une variable unique avec l'investissement en capital immatériel pour contrôler d'éventuelles corrélations entre ces deux variables.

Nous basons notre modèle d'estimation de l'impact de l'investissement immatériel sur la performance financière selon l'équation suivante¹² :

$$R_{jt} = \gamma_0 + \gamma_1 * (BPA_{jt} + I_{jt}) / P_{j,t-1} + \gamma_2 * (I_{jt} / P_{j,t-1}) + \varepsilon_{jt} \quad (2)$$

où

P_{jt} est le prix du titre (return index) de la firme j à la fin de la période t ;

R_{jt} est le rendement du titre de la firme j à la fin de la période t ;

¹⁰ Afin que des effets d'échelle inopportuns n'influent sur nos estimations économétriques, ces montants seront normés dans le modèle de performance financière par le cours du titre (*price return index*) et dans le modèle de performance économique par le chiffre d'affaires (*total sales*).

¹¹ Dans la présente étude, les résultats dans les tableaux 3 à 7 sont présentés en assumant l'hypothèse d'un taux annuel de dépréciation de 10% (soit une durée de vie économique de 10 ans).

¹² Une variante de ce modèle consiste à inclure plusieurs lags de l'investissement immatériel afin d'examiner si son effet perdure sur plusieurs périodes.

$$R_{jt} = \gamma_0 + \gamma_1 * (BPA_{jt} + I_{jt}) / P_{j,t-1} + \sum_{k=1}^5 \phi_k * (I_{j,t-k} / P_{j,t-k-1}) + \varepsilon_{jt} \quad (3)$$

Cependant, inclure un tel modèle dans notre étude serait redondant et inconsistant avec le modèle (4) puisque la variable endogène de ce modèle n'est autre qu'une des variables exogènes du modèle (2) [Lev & Zarowin, 1998].

BPA_{jt} est le bénéfice (ou résultat d'exploitation, i.e. *operating income*) par action de la firme j à la fin de la période t ;

I_{jt} est l'investissement immatériel par action de la firme j à la fin de la période t .

Ce modèle appelle trois remarques. Premièrement, suivant Ohlson et Penman [1992], nous utilisons les niveaux des variables financières comme régresseurs. Nous n'incluons pas les variations de ces variables afin de ne pas perdre une observation-année (notre nombre d'observations par firme étant seulement de 10^{13}). Deuxièmement, utiliser une variation, i.e. le rendement du titre, comme variable endogène permet de prévenir le biais des variables omises [Heckman, 1978] ainsi que celui de l'effet spécifique de la firme [Anderson & Hsiao, 1982]. Enfin, à l'instar de Lev & Zarowin [1998], il convient de noter que γ_1 est plus connu, dans la littérature académique, sous le nom de coefficient de réponse au bénéfice ou ("*earning response coefficient*") tandis que γ_2 pourrait être nommé, par analogie, le coefficient de réponse à l'investissement immatériel ("*intangible response coefficient*"). Autrement dit, γ_1 reflète l'impact de l'augmentation de 1 unité monétaire du résultat d'exploitation ("*operating income*") sur le prix du titre ("*price return index*") tandis que γ_2 indique l'impact de 1 unité monétaire investie dans des actifs immatériels sur le prix du titre.

3.3. Modèle de performance économique

La seconde équation que nous nous proposons de confronter à notre panel de données s'appuie sur les travaux de Nakamura [2001] et de Lev [2001b ; 2004].

Dans son modèle d'évaluation des actifs immatériels¹⁴, Lev [2001b ; 2004] émet l'hypothèse selon laquelle une entreprise génère des bénéfices économiques¹⁵ grâce à deux de ses composantes : son capital physique et son capital immatériel. Selon cet auteur, le capital physique d'une firme étant générateur d'une quantité prédéterminée de bénéfices futurs (et ce quelque soit l'entreprise qui l'utilise), c'est son capital immatériel qui lui permettrait de générer des bénéfices anormaux¹⁶. Cette perspective binaire rejoint celle envisagée, un peu plus tôt, par Mortensen, Eustace & Lannoo [1997] selon laquelle le capital immatériel d'une entreprise serait révélé indirectement par des performances économiques additionnelles non imputables aux investissements matériels. Comme nous l'avons vu dans la section précédente, ces hypothèses restent, fondamentalement, très proches de celles discutées dans les travaux de Nakamura [2001].

Adoptant une vision plus macroéconomique, Nakamura [2001] suggère que si une entreprise investit une part substantielle de ses ressources dans des actifs immatériels, elle devrait, en cas de réussite, tendre à réduire ses coûts de production significativement sur le long terme et/ou augmenter tout autre type de majorations ou marges ("*markups*"). En optant pour une perspective plus microéconomique, cette dernière hypothèse suggérerait que la proportion du résultat d'exploitation ("*operating income*") dans le chiffre d'affaires ("*total sales*") devrait être impactée non seulement par les investissements présents en immatériel réalisés par

¹³ Les variables financières ont été également collectées pour la fin de l'année 1992 afin de gagner un degré de liberté dans le modèle (2).

¹⁴ Pour une étude empirique de ce modèle, cf. Lev & Gu [2001].

¹⁵ Dans le modèle de Lev [2001b], les bénéfices économiques sont assimilés aux résultats d'exploitation (ou *operating income*) normés par le montant du chiffre d'affaires.

¹⁶ La notion de bénéfices anormaux est ici souvent comprise comme la part des bénéfices additionnels réalisées par une entreprise relativement à ses concurrentes directes. Pour une étude empirique de la question, cf. Villalonga [2004].

l'entreprise mais aussi par ses investissements passés. En matière de R&D, les études empiriques tendent à montrer que 5 à 7 lags¹⁷ des dépenses de R&D sont significatifs (Sougiannis [1994] ; Lev & Sougiannis [1996] ; Lev & Zarowin [1998]).

Aussi, suite à ces différents résultats, le modèle suivant est proposé :

$$OI_{jt} / CA_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 * (TA_j / CA_j)_{t-1} + \sum_{k=1}^5 \beta_k * (I_j / CA_j)_{t-k} + \varepsilon_{jt} \quad (4)$$

où

OI_{jt} est le résultat d'exploitation de la firme j à la fin de la période t ;

CA_{jt} est le chiffre d'affaires de la firme j à la fin de la période t ;

TA_{jt} est le total des actifs de la firme j à la fin de la période t ;

I_{jt} est l'investissement immatériel par action de la firme j à la fin de la période t.

Deux remarques importantes sont à noter sur ce modèle. En premier lieu, la somme des coefficients, $\sum \beta_k$, dans ce modèle, représente l'impact d'1 unité monétaire investie dans du capital immatériel sur le résultat d'exploitation (ou "operating income") à travers une diminution des coûts de production¹⁸. Cette somme permet ainsi de quantifier l'impact de l'investissement immatériel sur le résultat d'exploitation.

En second lieu, il convient d'indiquer que l'implémentation empirique de ce modèle présente un inconvénient non négligeable. En effet, les variables I_j au cours du temps pourraient logiquement présenter une grande stabilité et engendrer, à cet égard, des problèmes accrus d'autocorrélation. Les coefficients des modèles seraient alors surestimés [Sougiannis, 1994] et les interprétations de ces derniers perdraient nettement de leurs intérêts. Pour pallier à ce problème, nous recourons à un modèle lag d'Almon [1965] de second degré¹⁹.

3.4. Modèle de performance concurrentielle

Le troisième et dernier modèle testé dans cette étude propose de transcrire l'impact de l'investissement immatériel sur le bénéfice stratégique tel que défini par la part de marché de l'entreprise en fin de période²⁰, tentant de lier l'impact stratégique d'une firme imputable à son investissement en capital immatériel. Suivant les recherches de Nakamura [2001] et de Villalonga [2004], nous émettons l'hypothèse que les investissements immatériels devraient, en toute logique, aider l'entreprise à conserver ses parts de marché voire à en gagner. Par ailleurs, en nous appuyant sur les travaux d'Ulrich & Smallwood [2004] sur le capital organisationnel, nous introduisons dans le modèle la variable, $\ln(EMPLO_{jt})$, symbolisant la

¹⁷ Pour plus de concision, nous choisissons d'utiliser, dans notre discussion, le terme anglosaxon "lag" plutôt que sa traduction "variable décalée".

¹⁸ Lev & Zarowin [1998] préconisent d'appliquer à chacun de ces coefficients β_k un taux d'actualisation et ensuite de sommer ces coefficients pour obtenir l'impact réel d'1 unité monétaire investie dans de l'actif immatériel. Dans cette étude, nous nous contenterons de suivre l'approche proposée par Sougiannis [1994] qui consiste à ignorer le taux d'actualisation et toutes les hypothèses, empiriquement coûteuses, s'y rattachant.

¹⁹ Pour le calcul des estimateurs de cette procédure, le programme SAS ne permet d'implémenter directement une procédure d'Almon [1965] qu'avec des séries temporelles et non avec un panel dynamique de données. Pour calculer les estimateurs de nos modèles présentés dans les tableaux 5 et 7, nous avons programmé, sous SAS à l'aide du langage matriciel (I.M.L.), une routine permettant d'implémenter une telle procédure.

²⁰ La part de marché est définie ici comme le rapport du chiffre d'affaires de la firme j à la date t sur le total des chiffres d'affaires des entreprises de son secteur.

force de travail²¹. Afin que notre modèle souffre le moins possible du biais des variables omises [Heckman, 1978], nous incluons également le nombre de concurrents dans le modèle, variable explicative par définition. Le modèle suivant est ainsi obtenu :

$$CA_{jt} / \left(\sum_{k=1}^N CA_{kt} \right) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(EMPLO_{jt}) + \alpha_2 \ln(CONCUR_{jt}) + \sum_{k=1}^5 \beta_k (I_j / CA_j)_{t-k} + \varepsilon_{jt} \quad (5)$$

où

CA_{jt} est le chiffre d'affaires de la firme j à la fin de la période t ;

$\ln(EMPLO_{jt})$ est le logarithme naturel du nombre d'employés de la firme j à la fin de la période t ;

$\ln(CONCUR_{jt})$ est le logarithme naturel du nombre d'entreprises concurrentes dans le secteur SIC²² (à deux chiffres) de la firme j à la fin de la période t ;

I_{jt} est l'investissement immatériel par action de la firme j à la fin de la période t .

4. COLLECTE DES DONNEES ET SELECTION DES OBSERVATIONS

L'échantillon de départ de l'étude regroupe l'ensemble des entreprises cotées aux bourses de Paris, Madrid, Londres et Francfort durant la période 1993-2003. Les variables comptables des modèles économétriques ont été extraites de Compustat tandis que les variables financières ont été collectées à partir de DataStream.

A partir de ce panel original de données, les sélections et modifications suivantes ont été effectuées :

(1) A l'instar de McGrahan [1999] et Villalonga [2004], les entreprises dont les codes SIC²³ sont compris entre 6000 et 6999 (institutions financières), entre 9100 et 9199 (gouvernement hors finance) et entre 9900 et 9999 (établissements non classifiables) sont exclues de l'échantillon d'analyse. Ces entreprises évoluant dans des environnements réglementaires spécifiques, les mesures "standards" de performance, tant comptables que financières, utilisées dans cette étude pourraient voir leurs capacités explicatives altérées ou pourraient biaiser les estimateurs des différents modèles testés.

(2) Les auteurs reconnaissent volontiers [Morck & Yeung, 1991 ; Jensen, 1993] que le manque d'information et de données observables relatives aux variables de R&D fait souvent défaut aux bases de données comptables et financières traditionnelles comme DataStream et Compustat. Plusieurs procédures dites de "data-construction" ont ainsi été proposées par les chercheurs pour pallier à ce manque d'information récurrent dans les panels de données faisant intervenir des variables de R&D. Dans cette étude, nous choisissons de compléter le

²¹ Ici, la force de travail est définie comme le nombre d'employés de la firme en fin d'exercice. Il convient de noter que cette variable peut également être considérée comme un "proxy" pour la taille de l'entreprise. Les interprétations des résultats empiriques en sont d'autant atténuées.

²² Pour plus d'explications sur la nomenclature SIC, cf. note 24 p.14 de la présente étude.

²³ La classification S.I.C. (Standard Industry Classification), nouvellement renommée NAICS en 1998, a été mise en place vers la fin des années 1930 par le ministère de l'économie américain. Cette classification a depuis été plusieurs fois mises à jour par l'institution gouvernementale qui en est responsable, the Office of Management and Budget (O.M.B.), pour tenir compte de l'évolution de la composition et de la structure de l'économie nord-américaine. Elle se décline actuellement en 8 chiffres, permettant ainsi l'obtention d'une hiérarchisation détaillée des différents secteurs économiques. Une des raisons justifiant la nouvelle classification NAICS instaurée en 1998 est de pouvoir mieux appréhender les industries reposant essentiellement sur des actifs immatériels [Nakamura, 2001]. Pour plus d'informations, cf. www.naics.com.

panel d'observations de R&D par la méthode²⁴ utilisée par Hall [1990], lors de l'élaboration du NBER Manufacturing Sector Master File. Cette procédure présente l'avantage d'allier l'implémentation d'une méthode simple d'interpolation linéaire à l'équation d'inventaire perpétuel proposée par Griliches [1981]²⁵.

(3) Pour l'étude économétrique du modèle du bénéfice stratégique (modèle 5), nous excluons du panel d'observations les entreprises uniques dans leur catégorie sectorielle SIC (à deux chiffres) pour toute année, c'est-à-dire celles pour lesquels le bénéfice stratégique, tel que mesuré par le ratio du CA de la firme sur le CA sectoriel, est égal à 1.

(4) Par ailleurs, toute observation, pour laquelle une des variables d'un modèle est manquante, est également exclue du panel.

(5) Enfin, en vue de contrôler la présence d'observations extrêmes ou "outliers" dans notre échantillon, toute observation dont l'une des variables étudiées se situent dans les 5% les plus extrêmes de chaque distribution est éliminée.

Ces diverses modifications nous mènent à un échantillon de 551 entreprises cotées françaises, 115 entreprises cotées espagnoles, 1,080 entreprises cotées britanniques, et 485 entreprises cotées allemandes soit un total de 2,231 entreprises paneuropéennes pour 22,310 observations d'entreprises-années. Le tableau 1 présente une ventilation de notre échantillon d'entreprises par pays et par secteur industriel SIC (à 1 chiffre).

Ce tableau permet de constater que certains secteurs d'industries sont plus représentés que d'autres dans les échantillons français [(3) Manufacturing, (7) Lodging & entertainment], espagnol [(2) Food, textile & chemicals, (3) Manufacturing, (4) Transportation], britannique [(2) Food, textile & chemicals, (3) Manufacturing, (7) Lodging & entertainment] et allemand [(3) Manufacturing, (7) Lodging & entertainment]. En vue de tester l'influence de ces sur-représentations sectorielles sur les estimateurs des modèles économétriques analysés, des tests de sensibilité seront conduits dans la section 6 de l'étude.

[INSERER TABLEAU 1]

5. RESULTATS EMPIRIQUES

Dans cette section, les statistiques univariées (5.1) et multivariées (5.2) de l'étude sont présentées.

5.1. Statistiques univariées et corrélations de Pearson

Le tableau 2 présente les principales statistiques univariées des variables analysées dans notre étude. Ces statistiques sont ventilées par pays et par période quinquennale. Pour chaque variable, le nombre d'observations par pays est compris : pour la France, entre 917 et 3,925 ; pour l'Espagne, entre 731 et 981, pour le Royaume-Uni, entre 3,102 à 9,220 et, pour l'Allemagne, entre 1,091 et 4,046. Plusieurs résultats prêtent à discussion. En premier lieu,

²⁴ Pour un recensement succinct des différentes méthodes de "data-construction" applicables aux R&D, cf. Villalonga [2004 : 227].

²⁵ Pour plus de détails sur cette procédure, cf. Hall [1990 : 39-43].

les tests de Mann-Whitney-Wilcoxon sont statistiquement significatifs pour la plupart des variables-pays (sauf pour le ratio RND /CA pour la France et pour le ratio OI / CA pour l'Espagne) suggérant la présence d'effets périodiques. Des tests de sensibilité seront ainsi conduits, dans la section 6 de la présente étude, pour tenter de corriger ces effets dans les modèles économétriques.

Pour leur part, les résultats des statistiques univariées nous conduisent à faire les constatations suivantes. Les statistiques du rendement du titre (variable RET) tendent à rappeler que les places financières européennes ont connu des crises retentissantes durant la période 1998-2003 (ex. crise asiatique en 1997-1998, effondrement de la bulle internet en 1999-2000) ce qui pourrait expliquer l'importante différence, en moyenne (médiane), entre 1993-1997 et 1998-2003, des rendements des actions avec pour la France, -15,71 % (-7.22%), pour l'Espagne, -18,47% (-12,50%), pour le Royaume-Uni, -10.76% (-6.67%) et pour l'Allemagne, -25,81% (-13,09%). Relativement à la profitabilité d'exploitation telle que mesurée par le ratio du résultat d'exploitation sur le chiffre d'affaires, il est intéressant de noter que les entreprises espagnoles semblent sur-performer leurs consoeurs françaises et britanniques avec une moyenne (médiane) de 11.93% (9.30%). Concernant les variables du capital immatériel, les entreprises françaises de notre échantillon présentent une proportion d'actifs immatériels au bilan (INTANG/TA) bien plus élevée (12.12% en moyenne, 7.99% en médiane) que leurs consoeurs espagnoles (5.66% en moyenne, 2.85% en médiane), britanniques (7.26% en moyenne, 0.13% en médiane) et allemandes (8.24% en moyenne, 3.33% en médiane) sur la période 1993-2003. Il est également intéressant de noter que cette proportion a significativement augmenté dans nos quatre échantillons entre 1993-1997 et 1998-2003 suggérant un accroissement de la reconnaissance de tels actifs par la comptabilité [Lev, 2004] et/ou une augmentation de l'usage de tels types d'actifs dans le processus de production des entreprises [Nakamura, 2001]. La proportion du goodwill au bilan (GW/TA) semble, quant à elle, être bien plus marquée en France (7.41% en moyenne, 3.30% en médiane) qu'en Espagne (2.82% en moyenne, 0.56% en médiane), qu'au Royaume-Uni (5.35% en moyenne, 0.00% en médiane) et qu'en Allemagne (5.34% en moyenne, 0.95% en médiane). Ce dernier résultat pourrait être expliqué par les différences en termes de réglementation comptable existant entre les quatre pays. Par exemple, dans le cas des entreprises britanniques de notre échantillon, l'évolution de la proportion du goodwill au bilan entre 1993-1997 et 1998-2003 est notable (elle passe en moyenne de 0.01% à 8.95%). Cette évolution flagrante pourrait trouver une explication dans l'introduction de la norme FRS 10²⁶, en 1998, qui prohibe l'option du "writing-off" du goodwill vers les réserves, pratique largement utilisée par les entreprises britanniques avant 1998 [Lin, 2005]. Quant aux frais de R&D, leur part dans le CA semble plus importante (en moyenne) dans l'échantillon d'entreprises allemandes (8.02%) et britanniques (7.89%) que dans les échantillons d'entreprises françaises (5.76%) et espagnoles (0.59%). Deux explications pourraient être avancées quant à ce constat. Les entreprises espagnoles investiraient nettement moins que leurs consoeurs françaises et britanniques dans les activités de R&D et/ou tendraient à activer de manière quasi-systématique ces frais de R&D. Cette dernière explication reste la plus probable aux vues des dispositions peu contraignantes du "Real Decreto 743/1990" du 20 décembre 1990, décret régissant l'activation des frais de R&D en référentiel espagnol. Comme décrit dans l'Appendice A de la présente étude, l'activation des frais de

²⁶ F.R.S. (Financial Reporting Standard) N°10, Goodwill and Intangible Assets.

développement en normes britanniques durant la période observée était soumise à des conditions beaucoup plus drastiques qu'en normes françaises, espagnoles et allemandes. Ce dernier constat procurerait une explication du ratio relativement élevé des entreprises britanniques échantillonnées²⁷.

Le tableau 3 présente les matrices de corrélation de Pearson pour les échantillons français, espagnol, britannique et allemand. Les variables retenues pour l'étude des corrélations sont le cours de l'action en *return index* (PRIX), le résultat d'exploitation (OI), le montant du chiffre d'affaires (CA), le montant des actifs immatériels au bilan (INTANG), le montant du goodwill comptabilisé (GW) et le montant des frais de R&D (RND). Nous choisissons délibérément de conserver ces variables en niveau (au lieu de les mettre sous forme de ratios) et d'exposer potentiellement nos résultats à des effets d'échelle. En effet, en observant les corrélations de ces variables sans y intégrer un dénominateur commun, source de biais [Lev & Sunder, 1979], et en retenant un seuil de corrélation significative élevé à hauteur de 40%, nous pensons que les analyses ne seront que plus robustes.

[INSERER TABLEAU 3]

Les résultats exposés dans le tableau 3 indiquent que le niveau des actifs immatériels comptabilisés au bilan est positivement corrélé au montant des frais de R&D dans les échantillons allemand, espagnol et français. Ce résultat tendrait à supporter deux hypothèses. La première hypothèse serait que plus une entreprise allemande (française ou espagnole) encourt de frais de R&D, plus elle tend à les activer²⁸. Une autre hypothèse, tenant compte de l'effet d'échelle décrit auparavant, tendrait à assumer que certaines entreprises (type entreprises de haute-technologie) présentent simultanément des actifs immatériels et dépenses de R&D importants, ce qui aurait pour conséquence d'influencer les résultats des corrélations Pearson sur l'échantillon. Cependant, après avoir calculé ces mêmes corrélations pour chaque sous-échantillon sectoriel SIC (à 1 chiffre), les statistiques permettent de rejeter cette dernière hypothèse pour l'échantillon allemand et espagnol mais pas pour l'échantillon français.

5.2. Modèles économétriques

Dans cette sous-section, nous confrontons les modèles décrits dans la section 3 au panel de données dynamique décrit en section 4 en vue de tester empiriquement l'impact de l'investissement immatériel sur le triptyque : performances financière, économique et concurrentielle.

Modèle de performance financière. Les panels A, B et C du tableau 4 présentent les coefficients et statistiques standards de la régression des MCO du modèle 2 (les écarts types corrigés de White sont présentés entre parenthèses sous les estimateurs). Les coefficients sont, en grande majorité, statistiquement significatifs (sauf γ_2 pour éq.(10), éq.(11), éq.(12)).

²⁷ Une autre explication, beaucoup moins plausible, consisterait à émettre l'hypothèse que les entreprises britanniques consacrent une part de leur chiffre d'affaires plus importante aux dépenses de R&D que leurs consœurs françaises et espagnoles.

²⁸ Pour rester valide, cette hypothèse suppose une certaine stabilité des dépenses de R&D au cours du temps [Sougiannis, 1994 ; Lev & Zarowin, 2001].

Les R^2 ajustés restent raisonnablement dans la moyenne de ceux documentés par la littérature relative à l'impact des bénéfiques sur le cours de l'action. Ainsi, ils vont pour l'échantillon allemand de 14.77 à 18.32, pour l'échantillon britannique de 11.37 à 15.70, pour l'échantillon espagnol de 8.79 à 10.43 et pour l'échantillon français de 12.43 à 13.56, ce qui semble indiquer que l'investissement immatériel d'une société cotée peut être considéré comme une variable explicative du rendement de son titre. Par ailleurs, les coefficients γ_2 sont, quant à eux, tous négatifs et significatifs (sauf pour équ.(10), équ.(11) et équ.(12)), ce qui suggère que les investisseurs pénalisent le titre d'une entreprise ayant investi dans du capital immatériel au cours de la période. Ce résultat corroborerait l'hypothèse selon laquelle les investisseurs privilégient une vision à court-terme ou « myopique » dans leurs choix d'investissement de portefeuille. En effet, de nombreux auteurs (voir par exemple, Porter [1992] et Hall [1993]) soutiennent que les investisseurs sont aveuglés par leur horizon de rendement à court terme et ont ainsi du mal à percevoir et à intégrer dans leur processus de sélection de portefeuille les rendements additionnels futurs associés aux investissements à long terme. Cette dernière hypothèse pourrait expliquer le signe négatif et significatif du coefficient de réponse aux investissements immatériels (i.e. γ_2) dans nos résultats. Pour le cas français, les résultats suggéreraient que 1 unité monétaire par titre investi dans de l'investissement immatériel entraînerait une diminution nette de 0.67 unité monétaire dans le prix du titre, au cours de la période d'investissement. Ce constat passe à une baisse nette de 0.73 unité monétaire par unité d'investissement dans le goodwill et à 0.69 unité monétaire pour chaque unité investi dans les dépenses de R&D. Pour l'échantillon allemand, les estimations suggèrent qu'une unité monétaire par titre investi dans de l'actif immatériel identifiable (goodwill) implique une diminution nette de 0,16 unités monétaires (0,30 unités monétaires).

Les résultats sont encore plus marqués, pour les échantillons allemand, britannique et espagnol, suggérant que 1 unité monétaire par titre investi dans des actifs immatériels (goodwill) résulterait en une baisse nette de 0.75 unité monétaire (1.11 unités monétaires) pour une entreprise allemande, 0.95 unité monétaire (0.90 unité monétaire) pour une entreprise britannique et, enfin, 1.21 unités monétaires (1.66 unités monétaires) pour une entreprise espagnole.

[INSERER TABLEAU 4]

Modèle de performance économique. Les panels A, B et C du tableau 5 présentent les coefficients et statistiques standards de la régression des MCO calculés à partir de la transformation polynomiale de second degré d'Almon [1965]. Le premier constat est que les modèles présentent des pouvoirs explicatifs hétérogènes selon les échantillons et selon les différents "proxies" de l'investissement immatériel. Concernant l'échantillon français, les R^2 ajustés prennent des valeurs entre 11.66 et 23.28. Relativement à la variation du stock d'immatériels (goodwill et actifs immatériels), le nombre de lags significatifs statistiquement est de 3 (avec des signes positifs), indiquant qu'une variation d'actifs immatériels impacte positivement sur le ratio de profitabilité durant les trois périodes subséquentes à cet investissement. Les résultats de significativité des lags sont globalement similaires pour les trois autres échantillons quant aux actifs immatériels. Cependant, il convient de noter que d'une part, les lags ont un impact négatif ($\sum \beta_k < 0$) dans l'échantillon allemand, britannique et espagnol, suggérant que l'investissement immatériel comptabilisé est lié négativement à la performance économique et, d'autre part, l'échantillon britannique présente un lag 5 positif

indiquant que l'investissement immatériel comptabilisé entraîne des répercussions négatives à moyen voire long terme. Concernant le goodwill, les résultats sont plus disparates selon les échantillons. Néanmoins, les résultats de l'échantillon français peuvent être rapprochés de ceux présentés par l'échantillon allemand qui exhibe des relations positives et significatives statistiquement entre la performance économique et les trois premiers lags d'investissement en goodwill. Les normes comptables de ces deux pays semblent donc être à même de retranscrire les gains de profitabilité résultant des opérations de fusion-acquisition. Concernant l'échantillon britannique, deux lags (lag 2 et 3) s'avèrent négatifs et significatifs statistiquement, la somme de tous les coefficients estimés étant elle-même négative (i.e. - 0.154). Ce dernier résultat pourrait être expliqué par les effets périodiques évoqués auparavant et, notamment, par le passage à la norme FRS 10, publiée en 1998. Cette norme marque, en effet, une transition radicale de la pratique du "writing-off to reserves" à la méthode de capitalisation à l'actif, et pourrait, ainsi, biaiser nos observations sur la période décennale 1993-2003. Une autre explication, rejoignant en partie la précédente, serait que le dispositif normatif britannique ne permet pas de retranscrire correctement les gains et économies d'échelle résultant de la fusion entre des sociétés. Ce résultat permettrait également d'envisager que les acquisitions peuvent entraîner des coûts sur le moyen terme potentiellement liés à la non-profitabilité de certaines activités de l'entreprise cible [Chan *et al.*, 2001].

L'échantillon espagnol, quant à lui, semble présenter des réactions différentes aux paramètres du modèle. Les lags 3 et 5 présentent des relations positives et significatives suggérant l'existence d'un décalage entre le moment de comptabilisation du goodwill acquis et la réalisation effective des gains et économies d'échelle résultant d'une fusion. Enfin, la comptabilisation des frais de recherche & développement semblent être liée négativement avec la performance économique dans tous les échantillons sauf dans l'échantillon espagnol. Ce dernier résultat semble plaider, en faveur, d'une traduction comptable pertinente des frais de R&D par le dispositif normatif allemand, britannique et français puisque dans ces trois référentiels, les frais de R&D (i.e. la partie des frais non activée) ne peut être liée raisonnablement à un gain de profitabilité d'exploitation.

La dernière ligne des différents tableaux présente la somme des coefficients des variables d'investissement en immatériels, résumant ainsi l'impact sur le résultat d'exploitation de l'investissement de 1 unité monétaire dans du capital immatériel. Pour faciliter l'analyse, les résultats sont également reportés dans le tableau 6 en suivant une ventilation pays/modèle.

[INSERER TABLEAU 5]

Le tableau 6 présente un récapitulatif des sommes des coefficients β_k pour chaque échantillon-pays et chacun des trois modèles. Dans l'échantillon britannique, tout type d'investissement immatériel semble impacter négativement le résultat d'exploitation. Ainsi, en moyenne, 1 unité monétaire investi dans de l'immatériel, revient, en moyenne, à 0.48 unité monétaire de diminution du résultat d'exploitation sur une période quinquennale. En France, seuls les frais de R&D semblent impacter négativement le résultat d'exploitation. En Espagne, les investissements en goodwill et les frais de R&D impactent positivement sur 5 ans le résultat d'exploitation. A noter que les résultats semblent indiquer que 1 unité monétaire investie dans des frais de R&D impliquent une augmentation de 2.04 unités monétaires du résultat

d'exploitation sur la période de 5 ans. L'investissement en actifs immatériels, quant à lui, semble être négativement corrélé au résultat d'exploitation. En Allemagne, il est intéressant de noter la corrélation positive entre l'investissement en goodwill et le résultat d'exploitation. Ce dernier résultat tendrait à plaider en faveur d'une adéquation de l'information comptable réglementaire lors des opérations de fusions ou d'achats de sociétés.

Cette hétérogénéité dans les résultats tend à indiquer que les normes nationales véhiculent, de manière plus ou moins pertinente, les informations concernant l'investissement en immatériels. En ce sens, il convient de noter que les normes comptables françaises et espagnoles semblent permettre une retranscription particulièrement efficace des informations sur les investissements en immatériels, aidant ainsi à établir un lien direct entre ces derniers et la diminution des coûts de production conformément à la thèse de Nakamura [2001]. Concernant l'échantillon espagnol, le signe négatif (-0.307) attribué par les estimations du modèle à l'investissement en actifs immatériels suggère que les normes comptables espagnoles tendent, au contraire, à inclure des éléments immatériels ne permettant pas de faire un lien direct avec une éventuelle diminution des coûts de production. L'information comptable véhiculée par ces postes n'en est, ainsi, que moins pertinente au sens des hypothèses de Nakamura [2001], et se reportent sur les comptes de frais de recherche & développement avec un coefficient élevé (+2.04).

A l'issue de cette discussion du modèle de performance économique, il est également intéressant de noter qu'en majorité (7 régressions sur 10), le signe du coefficient α_1 se trouve être négatif, suggérant que la taille de l'entreprise exerce un effet négatif sur sa profitabilité²⁹.

[INSERER TABLEAU 6]

Modèle de performance concurrentielle. Les panels A, B et C du tableau 7 présentent les coefficients et statistiques standards de la régression des MCO du modèle 5 calculés après transformation polynomiale de second degré d'Almon [1965]. Concernant les R^2 ajustés des différents modèles, ils prennent des valeurs entre 37.55 et 54.31 pour l'échantillon français, entre 23.26 et 25.46 pour l'échantillon espagnol, entre 8.69 et 12.83 pour l'échantillon britannique et, entre 24.57 et 30.99 pour l'échantillon allemand. Les valeurs des R^2 ajustés restent conformes à ceux se rapportant au modèle de la performance économique. Les coefficients α_1 et α_2 , estimateurs respectifs du logarithme naturel du nombre d'employés et de celui du nombre de concurrents, sont, dans chaque modèle et pour chaque échantillon, statistiquement significatifs ($p < .01$), suggérant ainsi que ces deux indicateurs sont des variables explicatives de la part de marché de l'entreprise. Le nombre d'employés semblent impacter positivement la part de marché de l'entreprise, soutenant par là-même l'hypothèse d'Ulrich & Smallwood [2004]³⁰ tandis que celui du nombre de concurrent l'impacte, comme prévu, négativement. Tel que précisé auparavant, l'interprétation de l'estimateur du nombre d'employés doit, cependant, être effectuée avec prudence puisque cette variable se trouve être également un "proxy efficace" de la taille de l'entreprise [Williamson, 1967]. Concernant les variables d'investissement en immatériel, ces dernières s'avèrent nettement moins explicatives (significatives) que dans les modèles précédents. Sur l'ensemble des équations

²⁹ Nous ne développerons pas ici ce dernier point qui a été largement étudié dans la littérature académique (cf. les travaux fondateurs de Williamson [1967]).

³⁰ Ces auteurs soutiennent que la capacité laborale des employés d'une entreprise fait partie intégrante de son actif immatériel et à ce titre, peut être reliée à la performance concurrentielle de cette dernière. Par ailleurs, ils suggèrent que le nombre d'employés est un des "proxies" de cette capacité laborale.

du tableau 7, seulement 7 lags sont significatifs statistiquement (pour l'investissement en actifs immatériels, le lag 2 et 3 pour l'échantillon français, le lag 2 pour l'échantillon espagnol et le lag 3 pour l'échantillon britannique ; pour le goodwill, le lag 3 pour l'échantillon français ; pour les dépenses de R&D, le lag 2 pour l'échantillon espagnol et pour l'échantillon allemand). Malgré la "non significativité" de la majorité des estimateurs β_k , il convient de noter que ces derniers tendent à être positifs pour les échantillons français (sur l'ensemble des équations, 12 estimateurs sur 15 portent un signe positif), britannique (15 estimateurs sur 15 portent un signe positif) et allemand (9 estimateurs sur 15 portent un signe positif). En revanche, ils tendent à être négatifs dans l'échantillon espagnol (15 estimateurs sur 15 portent un signe négatif). Ce dernier résultat suggérerait que les investissements immatériels tendent à impacter positivement la part de marché d'une entreprise en France, en Allemagne et au Royaume-Uni. Au contraire, en Espagne, ce type d'investissement semble être corrélé négativement à la part de marché de l'entreprise. Une explication possible serait que la compétition étant plus soutenue sur le marché français, britannique et allemand, les investissements immatériels comptabilisés tendent à être plus efficaces que sur le marché espagnol [Nickell, 1996].

[INSERER TABLEAU 7]

6. ANALYSE DE SENSITIVITE

Dans cette section, nous présentons succinctement les résultats des tests de sensibilité réalisés en vue de conforter les interprétations des résultats statistiques des modèles testés en section 5.

6.1. Effets périodiques

Comme montré dans le tableau 2, les tests de MWW sont significatifs pour la plupart des variables entre les deux périodes quinquennales (1993-1997 et 1998-2003). En vue de tester l'impact de ces effets sur les estimateurs de nos modèles, nous intégrons aux modèles 2, 4 et 5 des variables binaires³¹ (chaque estimateur des modèles étant multiplié par cette "dummy"). Les résultats indiquent que ces variables sont significatives pour chacun des modèles et des échantillons, mais ne changent néanmoins pas le signe des coefficients significatifs statistiquement présentés dans les tableaux 4, 5 et 7.

6.2. Effets d'industrie

Une variable binaire par secteur industriel SIC (à 1 chiffre) est également introduite dans chacun des 9 modèles afin de tester l'effet d'industrie sur les résultats. Les variables binaires symbolisant les industries (2) Food, textile & chemicals, (3) Manufacturing et (5) Wholesale & retail trade s'avèrent significatives pour l'échantillon français. Concernant l'échantillon espagnol, les industries (2) Food, textile & chemicals, (3) Manufacturing, (4) Transportation

³¹ La variable est égale à 1 si l'observation appartient à la période 1993-1997 et 0 si elle appartient à la période 1998-2003.

impactent significativement les résultats. Quant aux l'échantillons d'entreprises allemandes et britanniques, les industries (3) Manufacturing et (7) Lodging & entertainment présentent des impacts significatifs. Ces différents résultats indiqueraient que dans ces industries, pour chaque pays concerné, les investissements en immatériels influencent négativement le rendement du titre, positivement le résultat d'exploitation et positivement la part de marché (sauf pour l'échantillon espagnol), et ce de façon significative.

6.3. Biais des dénominateurs communs

Les modèles 2 et 4 ont la spécificité d'analyser le comportement de variables normées par un même dénominateur (P_{jt-1} pour (2), CA_{jt-1} pour (4)). Comme le notent Lev & Sunder [1979], ces modèles peuvent pâtir de problèmes de fausse corrélation en raison du dénominateur commun entre les variables (i.e. P_{t-1} et CA_{jt-1}) dans le cas précis où ce dénominateur n'est pas une des variables explicatives du modèle non normé.

En conséquence, nous choisissons, pour évaluer l'impact de ce biais, de tester le même modèle tout en rajoutant la variable $1/P_{t-1}$ dans le modèle (2) et la variable $1/CA_{jt-1}$ dans le modèle (4). Les résultats ne sont pas significatifs quant aux signes des estimateurs pour les quatre échantillons et les trois panels. En revanche, il est intéressant de noter que la présence du dénominateur commun comme variable indépendante dans les différents modèles augmente légèrement le pouvoir explicatif du modèle (en moyenne, +2.2% pour l'échantillon français, +4.1% pour l'échantillon espagnole, +3.7% pour l'échantillon britannique et +2.5% pour l'échantillon allemand).

7. CONCLUSION

Motivée par les récents travaux de Chan *et al.* [2001], Lev [2001b ; 2004] et Villalonga [2004] sur l'investissement immatériel, la présente étude contribue au débat de la pertinence de l'information comptable en matière d'investissement immatériel. A l'aide d'un échantillon d'entreprises de quatre pays de la zone européenne (la France, l'Espagne, le Royaume-Uni et l'Allemagne), nous tentons, d'une part, de quantifier les liens existant entre l'information comptable en matière d'investissement immatériel et les performances économique et concurrentielle, et, d'autre part, d'appréhender la perception de ces informations par les marchés financiers.

Les résultats des tests empiriques conduits, dans cette étude, sont porteurs d'enseignement à trois égards. En premier lieu, nos résultats sembleraient indiquer que les investisseurs adoptent une vision à court-terme ou "myopique" dans le processus de construction de leur portefeuille. Se faisant, ils choisissent de pénaliser, sur le court terme, les entreprises reportant des investissements immatériels élevés dans leurs états financiers. Ce résultat transposerait à l'ensemble des investissements immatériels la thèse de Lev [2004] selon laquelle les investisseurs savent pertinemment bien que tous les projets de R&D restent bien souvent à l'état de projet aussi ambitieux soient-ils. Comme nous le rappelle Lev [2004], ces projets sont, entre autres, sujets tant à des risques technologiques (le projet donnera-t-il des résultats probants ?) qu'à des risques commerciaux (les résultats seront-ils commercialisables ?). A l'instar des travaux de Porter [1992] et Hall [1993], cette recherche

tend à montrer empiriquement que ces comportements pessimistes d'investisseurs sont bien souvent exagérés. Nos résultats indiqueraient que les entreprises cotées doivent générer de meilleures informations sur leurs investissements immatériels et les bénéfices qui en découlent, et en divulguer au moins quelques éléments au marché afin que ce dernier puisse mieux valoriser ce type de projets. Dans ce sens, de futures recherches pourraient tenter de préciser si les entreprises qui communiquent plus d'informations (aussi bien qualitatives que quantitatives) sur les objectifs et bénéfices attendus de leurs investissements immatériels souffrent moins de ce "syndrome de sous-évaluation".

En second lieu, les résultats de l'étude suggèrent que les investissements immatériels tels que retranscrits par la comptabilité permettent d'expliquer, plus ou moins directement, les relations avec la performance économique (i.e. le résultat d'exploitation normé par le chiffre d'affaires) selon les pays. En France, les résultats indiquent que les trois types d'investissement immatériel (variation du stock d'actifs immatériels, variation du stock de goodwill et frais de R&D) sont liés, de manière homogène, aux variations du résultat d'exploitation. En revanche, les résultats obtenus à partir des échantillons allemand, britannique et espagnol conduisent à des interprétations différentes. En Espagne, l'investissement en R&D semble être positivement et significativement corrélé au résultat d'exploitation tandis qu'au Royaume-Uni, aucun investissement immatériel ne présente cette propriété. L'échantillon allemand, quant à lui, ne fait ressortir qu'une faible relation statistique entre l'investissement en goodwill et la profitabilité d'exploitation. Ce dernier résultat semblerait indiquer que les normes comptables nationales allemandes, et dans une moindre mesure, les normes britanniques, ne permettent pas d'identifier clairement les éléments immatériels, générateurs de diminution de coûts d'exploitation au sens de Nakamura [2001]. Cependant, ces résultats ont pu être influencés par la composition sectorielle de nos quatre échantillons-pays. Aussi, une analyse par segmentation sectorielle telle que celle utilisée par Villalonga [2004] pourrait permettre de déceler des effets d'industrie plus pertinents que ceux testés dans la présente étude, et ainsi parvenir éventuellement à des résultats transfrontaliers plus uniformes.

Enfin, l'investissement immatériel semble être faiblement relié au positionnement concurrentiel des entreprises dans un secteur industriel donné pour les quatre échantillons-pays. Ce dernier résultat apporterait une restriction aux hypothèses de Nickell [1996] et/ou suggérerait que la constance temporelle de l'impact de l'investissement immatériel sur les parts de marché n'est pas une hypothèse à retenir. En effet, une des hypothèses fortes émise implicitement, dans cette étude, est que les fonctions entre les mesures de performance financière, économique et concurrentielle restent constantes au cours du temps, ce qui reste, d'un point de vue empirique, peu satisfaisant. Comme le suggèrent Lev & Zarowin [1998] pour le cas du modèle de performance financière, les investisseurs, vis-à-vis d'un même type d'investissement, peuvent réagir, de manière opposée, selon les périodes économiques et les entreprises en jeu. Le constat pourrait rester le même pour le positionnement concurrentiel. Ainsi, les investissements immatériels influeraient sur les parts de marché différemment selon les cycles économiques. Les futures recherches pourraient tenter d'intégrer cette dernière remarque dans leur approche afin de modéliser un comportement plus réaliste de l'investissement immatériel vis-à-vis de la performance financière, économique et stratégique de la firme.

REFERENCES

- Almon A. (1965) "The distributed lag between capital appropriations and expenditures", *Econometrica*, 33, pp.178-96.
- Anderson T.W. et C. Hsiao (1982) "Formulation and estimation of dynamic models using panel data", *Journal of Econometrics*, 18, pp.47-82.
- Beaver W. (1981), "Financial reporting: an accounting revolution", Prentice-Hall Contemporary, Englewood Cliffs, N.J.: Prentice-Hall.
- Bublitz B. et M. Ettredge (1989), "The information in discretionary outlays: advertising, research & development", *The Accounting Review*, 64, pp.108-24.
- Cañibano L., García-Ayuso M. et P. Sánchez (2000), "Accounting for intangibles : a literature review", *Journal of Accounting Literature*, 19, pp.102-30.
- Cazavan-Jeny A. et Jeanjean T. (2006), "The negative impact of R&D capitalization: a value relevance approach, *European Accounting Review*, 15(1): 37-61.
- Chan L., Lakonishok J. et T. Sougiannis (2001), "The stock market valuation of research & development expenditures", *Journal of Finance*, 56(6), pp.2431-56.
- Chauvin K. et M. Hirschey (1993), "Goodwill, profitability, and market value of the firm", *Financial Management*, 4, pp.128-40.
- Cockburn I. et Z. Griliches (1988), "Industry effects and appropriability measures in the stock market's valuation of R&D and patents", *American Economic Association Papers and Proceedings*, 78, pp.419-23.
- Financial Accounting Standards Board (FASB) (1974), "Accounting for research and development costs. Statement of Financial Accounting Standards n°2", Stamford, CT.
- Financial Accounting Standards Board (FASB) (1978), "Objectives of financial reporting by business enterprises. Statement of Financial Accounting Concepts n°1", Stamford, CT.
- Grabowski H. et D. Mueller (1978), "Industrial research and development, intangible capital stocks and firm profit rates", *Bell Journal of Economics*, 9, pp.328-43.
- Griliches Z. (1981), "Market value, R&D, and patents", *Economic Letters*, 7, pp.183-7.
- Hall R. (1990), "The manufacturing sector master file, 1959-1987", *Working paper n°3366*, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- Hall R. (1993), "The stock market's valuation of R&D investment during the 1980's", *American Economic Review*, 83, pp.259-64.
- Hall R. (2001), "The stock market and capital accumulation", *The American Economic Review*, 91(5), pp.1185-202.
- Heckman J.J. (1978), "Dummy endogenous variables in a simultaneous equation system", *Econometrica*, 46(4), pp.931-59.
- Hirschey M. (1982), "Intangible capital aspects of advertising and R&D expenditures", *Journal of Industrial Economics*, 30(4), pp.375-90.
- Itami H. (1987), "*Mobilizing invisible assets*", Harvard University Press, Cambridge, M.A.
- Johnson J. (1967), "A consequential approach to accounting for R&D", *Journal of Accounting Research*, 3, pp.164-72.
- Lev B. (2001a), "Un sistema contable creado hace quinientos años no vale ya para los tiempos de Internet", *El País du 10 mai 2001*, entretien recueilli par Javier Martín.
- Lev B. (2001b), "Intangibles: Management, measurement, and reporting", Brookings Institute Press, Washington D.C., 150p.
- Lev B. (2004), "Sharpening the intangibles edge", *Harvard Business Review*, June, 82 (6), pp.109-16.
- Lev B. et F. Gu (2001), "Intangible assets: measurement, drivers, usefulness", *Working paper*, New York Stern University, New York.

- Lev B. et T. Sougiannis (1996), "The capitalization, amortization, and value-relevance of R&D", *Journal of Accounting and Economics*, 21, pp.107-38.
- Lev B. et S. Sunder (1979), "Methodological issues in the use of financial ratios", *Journal of Accounting & Economics*, 1, pp.187-210.
- Lev B. et P. Zarowin (1998), "The market valuation of R&D expenditures", *Working paper*, New York Stern University.
- Lin S. (2006). "Testing the information set perspective of UK *financial reporting standard n°3: Reporting financial performance*", *Journal of Business Finance & Accounting*, 33(7) & (8), Septembre / Octobre, pp.1110-41.
- McGahan A.M. (1999), "The performance of U.S. corporations: 1981-1994", *Journal of Industrial Economics*, 47, pp.373-98.
- Morck R. et B. Yeung (1991), "Why investors value multinationality", *Journal of Business*, April, pp.165-87.
- Mortensen J., Eustace C. et K. Lannoo (1997), "Intangibles in the European economy", *Working paper*, University of Brussels, Brussels.
- Nakamura L. (2001), "What is the U.S. gross investment in intangibles? (At least) one trillion dollars a year!", *Working paper*, Federal Reserve Bank of Philadelphia.
- Nickell S. (1996), "Competition and corporate performance", *Journal of Political Economy*, 104, pp.724-46.
- Ohlson J. (1995), "Earnings, book values and dividend in security valuation", *Contemporary Accounting Research*, spring, pp.661-87.
- Ohlson J. et S. Penman (1992), "Disaggregated accounting data as explanatory variables for returns", *Journal of Accounting, Auditing, and Finance*, Fall, pp.553-73.
- Porter M.E. (1992), "Capital disadvantage: America's failing capital investment system", *Harvard Business Review*, 70, pp.65-82.
- Schankerman M. (1981), "The effects of double counting and expensing on the measured returns to R&D", *Review of Economics and Statistics*, 63, pp.454-8.
- Sougiannis T. (1994), "The accounting based valuation of corporate R&D", *The Accounting Review*, 69(1), pp.44-68.
- Ulrich D. et N. Smallwood (2004), "Capitalizing on capabilities", *Harvard Business Review*, 82 (6), pp.119-27.
- Villalonga B. (2004), "Intangible resources, Tobin's Q, and sustainability of performance differences", *Journal of Economic Behavior & Organization*, 54, pp.205-30.
- Williamson O.E. (1967), "Hierarchical control and optimum firm size", *The Journal of Political Economy*, 75(2), pp.123-38.
- Zarowin, P. et D.R. Oswald (2005). "Capitalization vs. expensing of R&D and earnings management", *Working paper*, London Business School.

TABLEAU 1
*Distribution des échantillons d'entreprises françaises, espagnoles, britanniques et allemands
par année et par industrie SIC*

SIC	Industry Description	France		Espagne		R.-U.		Allemagne		Total	
0	Agricultural	7	1%	0	0%	17	2%	1	0%	25	1%
1	Mining & construction	24	4%	11	10%	100	9%	10	2%	145	6%
2	Food, textiles & chemicals	95	17%	34	30%	191	18%	79	16%	399	18%
3	Manufacturing	139	25%	23	20%	239	22%	177	36%	578	26%
4	Transportation	40	7%	22	19%	116	11%	31	6%	209	9%
5	Wholesale & retail trade	69	13%	10	9%	157	15%	38	8%	274	12%
7	Lodging & entertainment	140	25%	11	10%	198	18%	122	25%	471	21%
8	Services	37	7%	4	3%	62	6%	27	6%	130	6%
	<i>Tous secteurs</i>	551	100%	115	100%	1,080	100%	485	100%	2,231	100%

Le tableau 1 présente une ventilation du panel d'observations par pays d'origine et classées par secteur industriel SIC (code à 1 chiffre). Les entreprises incluses dans l'échantillon final sont celles dont toutes les variables comptables et financières utiles à la modélisation ont pu être extraites des bases Compustat et DataStream. Comme précisé auparavant, les entreprises financières ou celles dites d'"utilité publique", c'est-à-dire les entreprises dont les codes SIC sont compris entre 6000 et 6999 (institutions financières), et entre 9100 et 9199 (« gouvernement hors institutions financières ») ont été exclues de l'échantillon d'analyse. Les troisième, quatrième, cinquième et sixième colonnes du tableau présentent respectivement une ventilation des observations pour la France, l'Espagne, le Royaume-Uni et l'Allemagne. La dernière colonne présente le total des entreprises européennes analysées dans notre étude. Par souci d'exactitude, les labels SIC d'origine tels que donnés par the Office of Management and Budget (O.M.B.) n'ont pas été traduits.

TABLEAU 2
Statistiques univariées ventilées par pays et par période quinquennale

Variable	Définition	Pays	Période 1993-1997				Période 1998-2003				Total Echantillon					
			N	Moyenne	Médiane	σ	N	Moyenne	Médiane	σ	N	Moyenne	Médiane	σ	K	Sk
RET	Rendement du titre (%)	Espagne	239	19.70	16.94	35.76	492	1.23***	4.44***	31.41	731	7.10	7.49	32.44	-0.24	-0.01
		France	753	7.89	5.38	29.80	2,241	-7.82***	-1.84***	45.36	2,994	-3.53	0.45	41.34	0.75	-0.66
		R.-U.	2,584	5.75	6.67	29.08	4,978	-5.01***	0.00***	47.40	7,562	-1.13	2.18	41.28	0.99	-0.56
		Allemagne	541	4.09	3.29	27.24	2,167	-21.72***	-9.80***	64.53	2,708	-16.19	-5.16	58.71	0.76	-0.80
OI / CA	Ratio du résultat opérationnel sur le chiffre d'affaires (%)	Espagne	320	13.02	9.37	12.30	631	11.44**	9.21	9.20	951	11.93	9.30	10.05	1.37	0.94
		France	1,064	7.19	6.70	5.86	2,826	5.42***	6.00**	9.98	3,890	6.03	6.17	8.49	5.10	-1.32
		R.-U.	3,132	9.09	8.59	10.13	5,848	1.64***	6.32***	27.97	8,980	4.61	7.24	21.15	23.51	-4.24
		Allemagne	1,014	5.49	4.77	5.68	3,037	-4.82***	3.55***	29.24	4,051	-1.31	3.91	21.63	15.91	-3.64
INTANG / TA	Immateriels au bilan rapporté au total des actifs (%)	Espagne	332	3.06	1.54	3.88	649	7.15***	4.00***	8.19	981	5.66	2.85	6.94	2.15	1.60
		France	1,094	9.25	6.18	9.64	2,837	13.16***	8.61***	12.91	3,903	12.12	7.99	12.11	0.28	1.10
		R.-U.	3,199	0.63	0.00	2.64	5,891	11.18***	3.79***	15.33	9,089	7.26	0.13	12.77	3.58	2.05
		Allemagne	1,042	3.58	1.12	5.36	3,098	9.93***	5.15***	11.71	4,140	8.24	3.33	10.57	2.28	1.68
GW / TA	Goodwill au bilan rapporté au total des actifs (%)	Espagne	333	0.78	0.08	1.44	629	3.98***	1.22***	5.29	962	2.82	0.56	4.47	2.27	1.81
		France	1,095	4.69	1.76	6.56	2,830	8.51***	4.20***	10.43	3,925	7.41	3.30	9.56	1.49	1.51
		R.-U.	3,253	0.00	0.00	0.01	5,967	8.95***	1.92***	13.36	9,220	5.35	0.00	10.60	4.82	2.32
		Allemagne	1,047	2.15	0.00	4.29	2,999	6.52***	2.05***	9.05	4,046	5.34	0.95	8.17	2.60	1.80
RND / CA	Dépenses de R&D rapportées Au chiffre d'affaires (%)	Espagne	246	0.33	0.15	0.45	532	0.72**	0.22*	1.07	778	0.59	0.19	0.89	6.06	2.37
		France	253	3.98	3.23	3.56	664	6.68**	3.46	8.91	917	5.76	3.42	7.05	5.59	2.20
		R.-U.	1,026	3.17	1.17	6.72	2,076	11.39***	2.02***	32.09	3,102	7.89	1.68	21.72	38.75	5.80
		Allemagne	214	4.88	3.77	4.02	877	9.15***	4.84***	12.43	1,091	8.02	4.54	10.19	12.39	3.08

Ce tableau présente les principales statistiques univariées des variables fondamentales de notre étude. Ces statistiques sont ventilées par pays et par période quinquennale (1993-1997 et 1998-2003). Les colonnes présentent, par ordre, le nombre d'observations (N) de la variable considérée, sa moyenne, sa médiane, son écart-type (σ). Deux colonnes ont été rajoutées pour la partie "Total Echantillon" afin de permettre une meilleure appréhension, avant la phase de modélisation, de la distribution de ces variables. Elles contiennent le coefficient d'aplatissement de la distribution de la variable considérée (Kurtosis ou K) ainsi que son coefficient d'asymétrie (Skewness ou Sk). Les variables comptables et financières sont présentées ici sous forme de ratios afin de faciliter les comparaisons inter-pays. La ventilation par période quinquennale permet, quant à elle, de déceler d'éventuels effets périodiques (cf. résultats du test de Mann-Whitney-Wilcoxon ci-après). A l'instar de Lev & Zarowin [1998], les observations comprises dans les extrémités de 5% de chaque distribution « total échantillon » (i.e. observation > centile 97.5 ou observation < centile 2.5) sont supprimées de notre échantillon d'analyse afin de traiter les problèmes engendrés par la présence d'éventuelles observations extrêmes (*outliers*). Les définitions des différentes variables présentées sont les suivantes : RET est définie ici comme le logarithme naturel du rapport du prix de l'action (*price return index*) sur sa valeur lag. OI / CA est le ratio du résultat opérationnel sur le chiffre d'affaires de la même période. Les ratios INTANG / TA et GW / TA représentent respectivement la proportion des actifs immatériels et celle du goodwill au bilan. Enfin, RND / CA est le ratio des dépenses de R&D de la période sur le montant du chiffre d'affaires. Toutes les variables comptables de nos échantillons ont été extraites de Compustat tandis que les variables financières ont été obtenues à partir de DataStream. Un test de Mann-Whitney-Wilcoxon (MWW) est opéré afin de détecter d'éventuels effets périodiques. Les astérisques indiquent que la moyenne (médiane) est significativement différente pour un même pays entre deux périodes quinquennales d'après le test bilatéral de MWW. Les notations retenues quant au résultat du test sont les suivantes : * $p < .1$; ** $p < .05$; *** $p < .01$.

TABLEAU 3*Matrices des corrélations de Pearson***Panel A: Matrice des corrélations pour l'échantillon français**

	<i>PRIX</i>	<i>OI</i>	<i>CA</i>	<i>INTANG</i>	<i>GW</i>
PRIX	1.000				
OI	0.194***	1.000			
CA	0.157***	0.794***	1.000		
INTANG	0.090***	0.756***	0.724***	1.000	
GW	0.125***	0.567***	0.548***	0.759***	1.000
RND	0.079*	0.773***	0.803***	0.639***	0.342***

Panel B: Matrice des corrélations pour l'échantillon espagnol

	<i>PRIX</i>	<i>OI</i>	<i>CA</i>	<i>INTANG</i>	<i>GW</i>
PRIX	1.000				
OI	0.188***	1.000			
CA	0.278***	0.745***	1.000		
INTANG	0.270***	0.597***	0.734***	1.000	
GW	0.182***	0.430***	0.509***	0.757***	1.000
RND	0.288***	0.603***	0.624***	0.875***	0.673***

Panel C: Matrice des corrélations pour l'échantillon britannique

	<i>PRIX</i>	<i>OI</i>	<i>CA</i>	<i>INTANG</i>	<i>GW</i>
PRIX	1.000				
OI	0.344***	1.000			
CA	0.255***	0.756***	1.000		
INTANG	0.158***	0.347***	0.411***	1.000	
GW	0.106***	0.264***	0.290***	0.820***	1.000
RND	0.194***	0.414***	0.445***	0.306***	0.207***

Panel D: Matrice des corrélations pour l'échantillon allemand

	<i>PRIX</i>	<i>OI</i>	<i>CA</i>	<i>INTANG</i>	<i>GW</i>
PRIX	1.000				
OI	0.790***	1.000			
CA	0.678***	0.729***	1.000		
INTANG	0.452***	0.563***	0.499***	1.000	
GW	0.284***	0.383***	0.396***	0.861***	1.000
RND	0.588***	0.719***	0.610***	0.530***	0.327***

Les panels A, B, C et D du tableau 3 présentent les matrices des coefficients de corrélation de Pearson des variables clés des modèles testés, respectivement pour les échantillons français, espagnol, britannique et allemand. Les variables pour lesquelles les corrélations sont présentées sont PRIX (cours de l'action en *return index* de fin de période), OI (le résultat d'exploitation reporté en fin de période), CA (le montant du chiffre d'affaires), INTANG (le montant des actifs immatériels au bilan), GW (le montant du goodwill au bilan), RND (le montant des frais de R&D de la période). Les nombres d'observations ayant servi pour le calcul de ces corrélations sont les mêmes que ceux présentés dans les tableaux 4, 5 et 7. Les astérisques indiquent que les coefficients de corrélation de Pearson sont statistiquement significatifs aux niveaux : *p<.1; **p<.05; ***p<.01.

TABLEAU 4
Modèle de performance financière
*Estimations des coefficients et statistiques du modèle de régression linéaire
du rendement du titre sur l'investissement en capital immatériel*

Ce tableau présente les estimations du modèle (2) pour les quatre échantillons d'entreprises:

$$R_{jt} = \gamma_0 + \gamma_1 * (BPA_{jt} + I_{jt}) / P_{j,t-1} + \gamma_2 * (I_{jt} / P_{j,t-1}) + \varepsilon_{jt}$$

où

R_{jt} est le logarithme naturel de P_t/P_{t-1} , i.e., rendement du titre de la firme j à la fin de la période t

BPA_{jt} est le bénéfice ou résultat d'exploitation (*operating income*) par action de la firme j reporté à la fin de la période t

I_{jt} est tour à tour l'investissement de la firme j durant la période t dans les trois actifs immatériels suivants :

- $\Delta INTANG_{it}$ = investissement en actifs immatériels sur la période (calculé selon le modèle (1))
- ΔGW_{it} = investissement en goodwill sur la période (calculé selon le modèle (1)) et
- RND_{it} = frais de R&D de la firme j à la fin de la période t

N.B. : Toutes les variables exogènes du modèle sont définies au nominal d'une action.

**Panel A. Modèle avec pour variable exogène l'investissement
en actifs immatériels de la période, i.e. $\Delta INTANG_{it}$**

Variable dépendante = R_{jt}				
Variable indépendante de l'investissement = $\Delta INTANG_{it}$				
Variables exogènes (t-statistics)	Equation (1)	Equation (2)	Equation (3)	Equation (4)
	FRANCE	R.-U.	ESPAGNE	ALLEMAGNE
Constante	-0.168*** (-13.48)	-0.138*** (-15.11)	-0.076*** (-3.35)	-0.233*** (-17.69)
γ_1	0.958*** (15.09)	1.170*** (20.01)	1.025*** (8.02)	0.952*** (14.13)
γ_2	-0.667*** (-5.19)	-0.951*** (-8.73)	-1.206*** (-4.25)	-0.752*** (-4.18)
R ²	12.87	11.40	9.98	14.83
Adjusted R ²	12.80	11.37	9.68	14.77
Wald test (p-value)	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
N	2,447	5,810	612	2,504

**Panel B. Modèle avec pour variable dépendante l'investissement
en goodwill de la période, i.e. ΔGW_{it}**

Variable dépendante = R_{jt}				
Variable indépendante de l'investissement = ΔGW_{it}				
Variables exogènes (t-statistics)	Equation (5)	Equation (6)	Equation (7)	Equation (8)
	FRANCE	R.-U.	ESPAGNE	ALLEMAGNE
Constante	-0.177*** (-14.29)	-0.137*** (-15.41)	-0.084*** (-3.64)	-0.260*** (-19.69)
γ_1	1.009*** (16.13)	1.152*** (20.07)	1.067*** (7.96)	1.100*** (16.81)
γ_2	-0.728*** (-5.67)	-0.904*** (-7.75)	-1.663*** (-4.53)	-1.105*** (-5.45)
R ²	13.63	11.52	10.73	17.50
Adjusted R ²	13.56	11.49	10.43	17.43
Wald test (p-value)	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
N	2,370	5,974	592	2,414

Panel C. Modèle avec pour variable dépendante les dépenses de R&D, i.e. RND_{jt}

Variable dépendante = R_{jt}				
Variable indépendante de l'investissement = RND_{jt}				
Variables exogènes (t-statistics)	Equation (9)	Equation (10)	Equation (11)	Equation (12)
	FRANCE	R.-U.	ESPAGNE	ALLEMAGNE
Constante	-0.234*** (-7.26)	-0.269*** (-13.53)	-0.090*** (-3.36)	-0.326*** (-9.85)
γ_1	1.145*** (7.99)	1.831*** (13.96)	1.106*** (7.00)	1.226*** (9.56)
γ_2	-0.692*** (-2.73)	0.112 (0.33)	-1.154 (-0.65)	-0.259 (-0.98)
R^2	12.74	15.79	9.14	18.54
Adjusted R^2	12.43	15.70	8.79	18.32
Wald test (p-value)	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
N	561	1,966	530	746

Ce tableau présente les coefficients et les statistiques t basées sur les écarts types corrigés de White (entre parenthèses) obtenus lors de l'estimation des régressions linéaires du modèle (2) de performance financière, pour chacune des trois variables "proxies" de l'investissement immatériel : $\Delta INTANG_{jt}$, ΔGW_{jt} et RND_{jt} . Les notations suivantes sont utilisées dans les différents tableaux : * $p < .1$; ** $p < .05$; *** $p < .01$.

TABLEAU 5
Modèle de performance économique
Estimations des coefficients et statistiques du modèle de régression linéaire
du résultat d'exploitation sur l'investissement en capital immatériel

Ce tableau présente les estimations du modèle (4) pour les quatre échantillons d'entreprises:

$$OI_{jt} / CA_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 * (TA_j / CA_j)_{t-1} + \sum_{k=1}^5 \beta_k * (I_j / CA_j)_{t-k} + \varepsilon_{jt}$$

où

OI_{jt} est le résultat d'exploitation (*operating income*) de la firme j en fin de période t

CA_{jt} est le chiffre d'affaires de la firme j reporté à la fin de la période t

TA_{jt} est le montant total des actifs de la firme j reporté à la fin de la période t

I_{jt} est tour à tour l'investissement de la firme j durant la période t dans les trois actifs immatériels suivants :

- $\Delta INTANG_{jt}$ = investissement en actifs immatériels sur la période (calculé selon l'équation (1))
- ΔGW_{jt} = investissement en goodwill sur la période (calculé selon l'équation (1)) et
- RND_{jt} = frais de R&D de la firme j à la fin de la période t

Panel A. Modèle avec pour variable exogène l'investissement en actifs immatériels, i.e. $\Delta INTANG_{jt}$

Variable dépendante = OI_{jt} / CA_{jt}				
Variable indépendante = $\Delta INTANG_{jt}$				
Estimateurs (statistiques t)	Equation (13) FRANCE	Equation (14) R.-U.	Equation (15) ESPAGNE	Equation (16) ALLEMAGNE
α_0	0.058*** (4.36)	0.114*** (18.55)	0.034*** (5.21)	0.054*** (10.17)
α_1	-0.005*** (-12.07)	-0.016*** (-7.30)	0.053*** (18.04)	-0.025*** (-5.05)
β_1	0.158** (2.14)	-0.040* (-1.94)	-0.077*** (-2.68)	-0.184*** (-9.69)
β_2	0.133*** (3.44)	-0.031*** (-2.92)	-0.076*** (-3.47)	-0.092*** (-9.68)
β_3	0.116** (2.29)	-0.072*** (-7.31)	-0.068*** (-3.20)	-0.031*** (-9.42)
β_4	0.109 (0.09)	-0.163 (-0.16)	-0.054 (-0.05)	-0.001 (-0.00)
β_5	0.110 (1.59)	-0.303*** (-13.06)	-0.032 (-0.83)	0.001 (0.27)
R^2	17.64	16.50	39.93	12.80
Adjusted R^2	17.17	16.37	39.48	12.39
Wald test	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
N	707	2,645	545	843
$\Sigma \beta_k$	0.626	-0.609	-0.307	-0.307

Panel B. Modèle avec pour variable dépendante l'investissement en goodwill, i.e. ΔGW_{jt}

Variable dépendante = OI_{jt} / CA_{jt} Variable indépendante = ΔGW_{jt}				
Estimateurs (t-statistics)	Equation (17) FRANCE	Equation (18) R.-U.	Equation (19) ESPAGNE	Equation (20) ALLEMAGNE
α_0	0.059*** (4.30)	0.104*** (16.87)	0.028*** (4.08)	0.066*** (14.57)
α_1	-0.011*** (-21.03)	-0.019*** (-9.20)	0.051*** (17.20)	-0.038*** (-10.68)
β_1	0.176* (1.71)	-0.008 (-0.33)	-0.049 (-0.94)	0.117*** (2.60)
β_2	0.144** (2.32)	-0.070*** (-5.77)	0.064 (1.44)	0.060*** (2.67)
β_3	0.113* (1.66)	-0.082*** (-7.58)	0.147*** (2.60)	0.021*** (2.80)
β_4	0.084 (0.07)	-0.042 (-0.04)	0.201 (0.17)	0.001 (0.00)
β_5	0.057 (0.58)	0.048 (1.39)	0.225* (1.88)	-0.001 (-0.95)
R ²	23.49	7.34	47.76	12.71
Adjusted R ²	23.28	7.21	47.20	12.29
Wald test	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
N	1,453	2,857	382	825
$\Sigma\beta_k$	0.574	-0.154	0.588	0.198

Panel C. Modèle avec pour variable dépendante les dépenses de R&D, i.e. RND_{jt}

Variable dépendante = OI_{jt} / CA_{jt} Variable indépendante = RND_{jt}				
Estimateurs (t-statistics)	Equation (21) FRANCE	Equation (22) R.-U.	Equation (23) ESPAGNE	Equation (24) ALLEMAGNE
α_0	0.046*** (7.25)	0.052*** (9.53)	0.042*** (5.06)	0.251*** (9.86)
α_1	0.017*** (3.60)	0.040*** (10.27)	0.036*** (10.88)	-0.184*** (-9.04)
β_1	-0.271*** (-6.10)	-0.521*** (-18.52)	2.616*** (3.71)	-0.768*** (-5.17)
β_2	-0.181*** (-5.36)	-0.197*** (-26.01)	0.787** (2.22)	-0.277*** (-5.50)
β_3	-0.075** (-2.61)	-0.005 (-0.54)	-0.317 (-0.55)	0.007 (0.10)
β_4	0.049 (0.05)	0.054 (0.05)	-0.695 (-0.09)	0.084 (0.06)
β_5	0.190*** (3.81)	-0.020*** (-5.62)	-0.348 (-0.47)	-0.048 (-1.00)
R ²	12.35	44.39	28.38	35.01
Adjusted R ²	11.66	44.17	27.68	34.54
Wald test	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
N	519	1,029	417	556
$\Sigma\beta_k$	-0.288	-0.689	2.043	-1.002

Ces tableaux présentent les coefficients et les statistiques t entre parenthèses obtenus lors de l'estimation des régressions linéaires du modèle 4 de performance économique pour chacune des trois variables "proxies" de l'investissement immatériel : $\Delta INTANG_{jt}$, ΔGW_{jt} et RND_{jt} . Afin de pallier au problème d'autocorrélation engendré par la présence de 5 variables lags de l'investissement immatériel dans le modèle, l'approche polynomiale de second degré d'Almon [1965] a été appliquée (cf. Appendice B). Les notations suivantes sont utilisées dans les différents tableaux : *p<.1; **p<.05; ***p<.01.

TABLEAU 6

Tableau récapitulatif des impacts de l'investissement immatériel
sur le résultat d'exploitation au cours d'une période de 5 exercices
*Somme des estimations des coefficients du modèle de régression linéaire
du résultat d'exploitation sur l'investissement en capital immatériel*

<i>Variable lag du modèle</i>	$\Sigma\beta_k$			
	France	R.-U.	Espagne	Allemagne
ΔINTANG_{jt}	0.626	-0.609	-0.307	-0.307
ΔGW_{jt}	0.574	-0.154	0.588	0.198
RND_{jt}	-0.288	-0.689	2.043	-1.002
<i>Moyenne</i>	0.304	-0.484	0.775	-0.370
<i>Médiane</i>	0.574	-0.609	0.588	-0.307

TABLEAU 7
Modèle de performance concurrentielle
Estimations des coefficients et statistiques du modèle de régression linéaire
de la part de marché sur l'investissement en capital immatériel

Ce tableau présente les estimations du modèle (5) pour les quatre échantillons d'entreprises:

$$CA_{jt} / \left(\sum_{k=1}^N CA_{kt} \right) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(EMPLO_{jt}) + \alpha_2 \ln(CONCUR_{jt}) + \sum_{k=1}^5 \beta_k (I_j / CA_j)_{t-k} + \varepsilon_{jt}$$

où

CA_{jt} est le chiffre d'affaires de la firme j reporté à la fin de la période t

$CA_{jt} / \sum CA_{kt}$ est le rapport du chiffre d'affaires de la firme j à la date t sur le total des chiffres d'affaires des entreprises de son secteur

$\ln(EMPLO_{jt})$ est le logarithme naturel du nombre d'employés de la firme j reporté à la fin de la période t

$\ln(CONCUR_{jt})$ est le logarithme naturel du nombre d'entreprises appartenant au même secteur que la firme j à la date t

I_{jt} est tour à tour l'investissement de la firme j durant la période t dans les trois actifs immatériels suivants :

- $\Delta INTANG_{jt}$ = investissement en actifs immatériels sur la période (calculé selon l'équation de l'inventaire perpétuel (1))
- ΔGW_{jt} = investissement en goodwill sur la période (calculé selon l'équation de l'inventaire perpétuel (1)) et
- RND_{jt} = frais de R&D de la firme j à la fin de la période t

Panel A. Modèle avec pour variable exogène l'investissement en actifs immatériels, i.e. $\Delta INTANG_{jt}$

Variable dépendante = $CA_{jt} / \sum CA_t$				
Variable indépendante = $\Delta INTANG_{jt}$				
Estimateurs (statistiques t)	Equation (25) FRANCE	Equation (26) R.-U.	Equation (27) ESPAGNE	Equation (28) ALLEMAGNE
α_0	-0.095** (-4.20)	0.391* (1.79)	-0.013*** (-5.07)	0.067*** (2.58)
α_1	0.037*** (15.88)	0.213*** (8.54)	0.040*** (4.89)	0.022*** (7.53)
α_1	-0.042*** (-8.48)	-0.524*** (-6.74)	-0.328*** (-8.57)	-0.053*** (-14.12)
β_1	0.006 (0.23)	0.009 (0.55)	-0.096 (-1.58)	0.008 (0.46)
β_2	0.027* (1.74)	0.012 (0.77)	-0.053* (-1.87)	0.004 (0.46)
β_3	0.036* (1.69)	0.012* (1.97)	-0.024 (-1.49)	0.001 (0.43)
β_4	0.024 (0.02)	0.014 (0.51)	-0.007 (-0.01)	-0.001 (-0.00)
β_5	-0.001 (-0.01)	0.001 (0.07)	-0.003 (-0.27)	-0.001 (-0.24)
R ²	38.10	9.13	26.05	27.83
Adjusted R ²	37.55	8.95	25.46	27.40
Wald test	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
N	570	3,599	410	825

Panel B. Modèle avec pour variable dépendante l'investissement en goodwill, i.e. ΔGW_{jt}

Variable dépendante = $CA_{jt} / \Sigma CA_t$ Variable indépendante = ΔGW_{jt}				
Estimateurs (t-statistics)	Equation (29)	Equation (30)	Equation (31)	Equation (32)
	FRANCE	R.-U.	ESPAGNE	ALLEMAGNE
α_0	-0.078*** (-5.66)	0.397* (1.95)	-0.019*** (-0.28)	0.065* (1.88)
α_1	0.034*** (24.89)	0.202*** (5.80)	0.040*** (4.74)	0.023*** (5.72)
α_2	-0.040*** (-13.63)	-0.500*** (-7.89)	-0.330*** (-9.65)	-0.052*** (-10.36)
β_1	-0.010 (-0.43)	0.007 (0.42)	-0.051 (-0.53)	-0.048 (-0.88)
β_2	0.019 (1.23)	0.009 (0.65)	-0.066 (-1.04)	-0.023 (-0.83)
β_3	0.032** (2.09)	0.008 (0.61)	-0.070 (-0.99)	-0.007 (-0.63)
β_4	0.030 (0.03)	0.010 (0.63)	-0.06 (-0.05)	0.001 (0.00)
β_5	0.012 (0.59)	0.001 (0.10)	-0.040 (-0.27)	-0.001 (-0.19)
R ²	41.36	8.86	25.87	25.30
Adjusted R ²	41.11	8.69	25.25	24.57
Wald test	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
N	1,178	3,889	411	512

Panel C. Modèle avec pour variable dépendante les dépenses de R&D, i.e. RND_{jt}

Variable dépendante = $CA_{jt} / \Sigma CA_t$ Variable indépendante = RND_{jt}				
Estimateurs (t-statistics)	Equation (33)	Equation (34)	Equation (35)	Equation (36)
	FRANCE	R.-U.	ESPAGNE	ALLEMAGNE
α_0	-0.164*** (-8.28)	1.335** (2.39)	-0.374 (-0.54)	-0.065 (-0.12)
α_1	0.039*** (24.31)	0.280*** (6.14)	0.044*** (5.11)	0.037*** (7.00)
α_2	-0.020*** (-4.79)	-0.875*** (-9.17)	-0.329*** (-7.16)	-0.059*** (-7.58)
β_1	0.005 (0.38)	0.091 (0.31)	-0.520 (-1.07)	0.056 (0.91)
β_2	0.007 (0.32)	0.051 (0.29)	-0.436** (-1.97)	0.034* (1.69)
β_3	0.007 (0.22)	0.033 (0.19)	-0.349 (-1.41)	0.020 (0.68)
β_4	0.004 (0.00)	0.368 (0.22)	-0.259 (-0.08)	0.014 (0.01)
β_5	-0.001 (-0.02)	0.006 (0.41)	-0.166 (-0.77)	0.016 (0.91)
R ²	54.71	13.41	25.27	32.00
Adjusted R ²	54.31	12.83	23.26	30.99
Wald test	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
N	569	1,061	410	340

Ces tableaux présentent les coefficients et les statistiques t entre parenthèses obtenus lors de l'estimation des régressions linéaires du modèle 5 de performance concurrentielle pour chacune des trois variables "proxies" de l'investissement immatériel, $\Delta INTANG_{jt}$, ΔGW_{jt} et RND_{jt} . Afin de pallier au problème d'autocorrélation engendré par la présence de 5 variables lags de l'investissement immatériel dans le modèle, l'approche polynomiale de second degré d'Almon [1965] a été implémentée. Les notations suivantes sont utilisées dans les différents tableaux : *p<.1; **p<.05; ***p<.01.