

La sensibilité du cours boursier des entreprises exportatrices aux variations de taux de change : le cas français



Salma Mefteh

Professeur de finance
Laboratoire CREDO-ESSCA
Chercheur associé
CEREG (CNRS UMR 7088)*
s.mefteh@essca.fr

Introduction

Les recherches sur l'exposition au risque de change économique reconnaissent les effets des variations du taux de change sur les flux monétaires des entreprises ainsi que sur le coût du capital. Les modèles d'évaluation d'un actif étant fondés principalement sur ces deux variables, toute fluctuation du taux de change a des répercussions sur la valeur de l'entreprise, définie comme la valeur marchande de ses titres sur les marchés boursiers.

La relation entre les fluctuations du taux de change et les rentabilités des actions a fait l'objet de plusieurs études empiriques qui ont, le plus souvent abouti, à des résultats contradictoires. Les premiers auteurs à s'être penchés sur l'incidence des variations du taux de change sur la rentabilité des actions ont mis en évidence un résultat paradoxal : la relation testée n'est pas significative pour la plupart des entreprises. Jorion (1990) teste un modèle pour 287 multinationales américaines sur la période de 1971 à 1987. Il trouve une différence transversale significative dans les expositions au risque de change. Seules 15 des 287 entreprises analysées ont une variance du rendement significativement corrélée au taux de change sur la période étudiée. Amihud (1993) s'intéresse aux effets immédiats et décalés dans le temps, du taux de change sur la valeur. Il vérifie que la valeur des sociétés est négativement reliée aux variations des taux de change des devises étrangères contre le dollar américain sur un échantillon de 32 entreprises exportatrices et pour une période allant de 1982 à 1989. Il constate que les fluctuations du taux

de change n'ont pas d'effet significatif immédiat sur la valeur de ces sociétés, et que l'effet le plus important survient avec un décalage considérable de plus de deux trimestres.

Plusieurs auteurs tentent d'expliquer cette absence de significativité par des éléments non pris en compte dans les premières études en particulier : l'hétérogénéité des firmes (Bodnar et Gentry, 1993), l'effet retard (Bartov et Bodnar, 1994) ou encore la gestion du risque de change (Makar et Huffman, 2001).

Certaines études analysent l'impact du risque de change non pas au niveau des sociétés prises individuellement mais plutôt au niveau des secteurs d'activité. Bodnar et Gentry (1993) testent l'hypothèse d'une variation de l'exposition au risque de change en fonction du secteur d'activité pour trois pays (Canada, Japon et États Unis). Ils observent que, dans les pays étudiés, 30 % des secteurs d'activité ont une sensibilité significative aux mouvements du taux de change. Puis, ils vérifient si cette sensibilité diffère selon qu'il s'agit d'une activité d'importation ou d'exportation. Leurs résultats confirment qu'une dépréciation (appréciation) de la monnaie nationale a des répercussions négatives (positives) sur les entreprises importatrices (exportatrices). Ils montrent aussi que, les effets des mouvements du taux de change sur les rendements du secteur d'activité, sont plus importants au Canada et au Japon qu'aux États Unis.

Bartov et Bodnar (1994) justifient le faible nombre d'entreprises significativement exposées au risque de change, en expliquant, qu'il peut se passer un certain laps de temps, avant que les investisseurs ne prennent pleinement conscience des effets d'une fluctuation du taux de change sur les cours des actions d'une entreprise effectuant des opérations à l'étranger. Ils affirment aussi, que pour déterminer une relation significative entre la valeur de l'entreprise et l'évolution du taux de change, il faut étudier un échantillon d'entreprises ayant le même signe d'exposition (c'est-à-dire que toutes les entreprises bénéficient soit de la dépréciation, soit de l'appré-

* Laboratoire CREDO-ESSCA, 1 rue Lakanal 49003 Angers ; CEREG (CNRS UMR 7088), Université de Paris Dauphine. L'auteur tient à remercier les participants à la conférence de l'Association Française de Finance de décembre 2002, le professeur Jacques Hamon, le professeur Yves Simon et les deux rapporteurs anonymes pour leurs commentaires et leurs suggestions.

ciation de leur monnaie nationale). Cependant, ils ne remarquent pas de corrélation significative entre les rendements des actions et les fluctuations du cours de dollar pendant la même période. Ils testent également l'hypothèse selon laquelle le marché incorpore toutes les implications du taux de change dans les prix des actions, avec un certain délai. Ils observent que les fluctuations du taux de change ont un impact significatif sur l'excédent de rentabilité des actions des périodes futures et qu'il existe, par conséquent, un effet retard.

D'autres études ont pris en compte les fluctuations immédiates et décalées du taux de change. En s'appuyant sur un échantillon de sociétés canadiennes dont le taux d'exportation excède 40 %, Donnelly et Sheehy (1996) trouvent un effet immédiat négatif des variations du taux de change sur la valeur de ces entreprises mais un effet retard non significatif.

Les résultats de He et Ng (1998) révèlent qu'environ 25 % de 171 multinationales japonaises sont significativement exposées au taux de change. Contrairement aux résultats des études américaines, les résultats de He et Ng (1998) montrent que les effets retardés des taux de change n'ont pas un pouvoir explicatif des cours des actions.

Une étude récente de Hagelin et Pamborg (2004) portant sur l'exposition au risque de change d'un échantillon de 462 entreprises non financières suédoises – sur la période de 1997 à 2001 – montre que 23,8 % ont une sensibilité significative aux fluctuations du taux de change.

La synthèse des études précédentes amène à conclure à l'ambiguïté de la relation entre la valeur de l'entreprise et les fluctuations du taux de change. La recherche présentée dans cet article, prolonge les précédentes études empiriques. Elle permet de tester la relation sur des données françaises récentes et d'examiner l'effet du passage à l'euro sur la sensibilité aux fluctuations de change.

I La méthodologie et l'échantillon de l'étude

L'hypothèse suivante est testée sur un échantillon d'entreprises exportatrices françaises.

Hypothèse : Il existe une relation significative entre les rendements mensuels des actions des entreprises exportatrices et les fluctuations mensuelles de l'indice du taux de change.

Cette sous-section présente la méthode adoptée pour mesurer l'exposition au risque de change. Elle décrit ensuite l'échantillon d'étude et les variables de mesure.

1. La mesure de l'exposition au risque de change

Adler et Dumas (1984) considèrent que l'exposition au risque de change économique peut être mesurée à partir d'une régression simple dont la variable expliquée est la valeur de la société et la variable explicative est la variation du taux de change. Et, puisque le prix des actions d'une société doit refléter sa valeur, celui-ci peut constituer la variable dépendante dans l'équation de régression. En supposant que les variations des prix des actions et du taux

de change ne sont pas anticipées, l'exposition peut être obtenue en estimant l'équation suivante :

$$R_{it} = \beta_{i0} + \beta_{ix}R_{xt} + v_{it} \quad t = 1 \dots T \quad (1)$$

R_{it} est le taux de rendement de l'action de la société i .

R_{xt} est le taux de rendement de l'indice du taux de change. β_{i0} est un terme constant et v_{it} est un terme d'erreur.

Ce modèle permet d'évaluer l'impact global du taux de change sur la valeur abstraction faite du portefeuille de marché.

Une spécification alternative de l'équation (1) qui prend explicitement en compte les fluctuations du marché s'écrit :

$$R_{it} = \beta_{i0} + \beta_{im}R_{mt} + \beta_{ix}R_{xt} + \varepsilon_{it} \quad t = 1 \dots T \quad (2)$$

Où R_{mt} est le taux de rendement du portefeuille du marché. ε_{it} est un terme d'erreur.

Ce modèle présente le risque de change comme un facteur supplémentaire en sus du portefeuille du marché national. Ce dit facteur est donc considéré comme un risque spécifique à l'entreprise. Comme dans le modèle de marché, où le coefficient du portefeuille du marché (l'équivalent du β_{im}) mesure la sensibilité de l'action de l'entreprise aux mouvements de l'indice du marché, β_{ix} mesure la sensibilité du rendement de l'action aux fluctuations non anticipées des taux de change. Plus précisément, β_{ix} mesure la sensibilité au taux de change indépendamment de la sensibilité du marché dans son ensemble. Il sera également intitulé, dans le reste du texte, *le coefficient d'exposition*.

Une appréciation de la monnaie nationale rend les biens exportés plus chers en termes de devise étrangère, ce qui peut entraîner une baisse de la demande étrangère de biens ou des revenus des ventes à l'étranger. Par conséquent, une appréciation de la monnaie nationale est préjudiciable aux entreprises exportatrices. En revanche, les entreprises importatrices tirent avantage de la dépréciation de la devise étrangère vu que les biens importés deviennent moins chers en termes de monnaie nationale. De ce fait, le coefficient β_{ix} est négatif pour les entreprises importatrices, et positif pour les entreprises exportatrices mais reste ambigu pour les entreprises qui se livrent aux deux activités. Dans ce dernier cas, la sensibilité de la valeur de l'action aux fluctuations du taux de change dépend de l'élasticité de la demande de biens importés émanant de l'entreprise relativement à l'élasticité de la demande de produits de cette même entreprise provenant des marchés étrangers.

Dans cette étude, nous adoptons la deuxième méthode qui consiste à mesurer l'exposition au risque de change en estimant la régression (2). Sa mise en oeuvre suppose, au préalable, un choix judicieux du portefeuille de marché.

Le choix du portefeuille de marché

Le risque systématique est représenté par le bêta de l'action, c'est-à-dire sa sensibilité aux fluctuations du portefeuille de marché. Dans cette étude, le risque systématique doit être évalué en éliminant tout facteur de risque qui ne serait pas inhérent au marché. C'est dans cette optique que, comme le suggèrent Adler et Dumas

(1983), nous choisissons un portefeuille de marché couvert contre le risque de change. Mais, doit-il être le portefeuille national ou le portefeuille mondial ? En réalité, le choix varie selon que les marchés sont segmentés ou intégrés. Si les marchés sont segmentés, le portefeuille de référence est le portefeuille de marché national. S'ils ne sont pas segmentés, c'est le portefeuille de marché mondial qui est retenu.

Les études relatives à l'intégration des marchés ont souvent montré que ces derniers n'étaient ni parfaitement intégrés, ni parfaitement segmentés. De plus, le degré d'intégration diminue quand on remonte le temps en arrière¹ et vu que la période d'étude s'étale de 1993 à 2004, il serait judicieux d'adopter l'hypothèse de segmentation des marchés². Nous représenterons, dans cette étude, le portefeuille de marché par l'indice boursier SBF250.

2. La sélection de l'échantillon et le choix des variables

Nous étudions la régression (2) sur deux périodes différentes afin de mettre en évidence la relation entre la rentabilité des actions et les fluctuations du taux de change pour les entreprises exportatrices françaises. La première période s'échelonne du 1^{er} janvier 1993 au 31 décembre 1998 et la seconde débute le 1^{er} janvier 1999, date du démarrage des opérations de change en euro, et se termine le 31 décembre 2004. La comparaison des résultats doit permettre de détecter l'effet de l'adoption de l'euro sur l'exposition au risque de change de ces entreprises.

Dans la première sous-section, nous décrivons l'échantillon d'entreprises sélectionné. L'échantillon choisi permet d'examiner les sources de différences transversales dans l'exposition au risque de change. Et, dans la seconde sous-section, nous présentons les variables explicatives du modèle (2).

A. L'échantillon d'étude

Le degré d'implication à l'étranger est un critère déterminant de l'exposition d'une entreprise. Toutefois, il faut différencier les entreprises simplement exportatrices des entreprises multinationales très diversifiées. D'après Adler et Dumas (1984), les fluctuations des taux de change ont un effet sur la valeur de toute entreprise présente dans l'économie quel que soit son degré d'implication à l'étranger. Dans cette étude, prenons-nous le parti d'examiner l'exposition au risque de change d'un échantillon d'entreprises exportatrices.

La sélection des entreprises françaises est fondée sur l'information disponible concernant leurs activités à l'étranger, lesquelles sont mesurées par le ratio d'exportation. Ce ratio représente le montant des ventes à l'étranger rapporté au chiffre d'affaires total hors taxes. Jorion (1990), He et Ng (1998) étudient les entreprises réalisant au moins 10 % de leur chiffre d'affaires à l'exportation. Ces entreprises sont, en effet, tenues de présenter une analyse géographique de leurs opérations à l'étranger dès lors que celles-ci dépassent 10 % des opérations totales³. En vue de comparer les résultats obtenus sur les données françaises à ceux des études majeures sur ce thème, ce critère d'échantillonnage est adopté pour sélectionner les entreprises françaises cotées sur le marché boursier français (premier marché et second marché)⁴.

L'échantillon d'étude est formé de 100 entreprises exportatrices ayant un taux d'exportation minimum de 10 % sur la période de [1993-1998].

Analyse descriptive de l'échantillon

Tableau 1. Répartition sectorielle des entreprises de l'échantillon

Ce tableau présente une répartition des entreprises de l'échantillon selon leur secteur d'activité, conformément à la classification de Campbell (1996). L'échantillon comporte 100 entreprises exportatrices françaises ayant un taux d'exportation supérieur à 10 % en 1997. La colonne 3 représente le nombre d'entreprises dans chaque secteur d'activité.

| Industrie | Code Sic | Nombre d'entreprises |
|-------------------------------|--------------------------------|----------------------|
| Pétrole | 13, 29 | 3 |
| Biens de consommation durable | 25, 30, 36, 37, 50, 55, 57 | 22 |
| Industrie de Base | 10, 12, 14, 24, 26, 28, 33 | 14 |
| Agroalimentaire et Tabac | 1, 2, 9, 20, 21, 54 | 7 |
| Bâtiments | 15, 16, 17, 32, 52 | 7 |
| Biens d'équipement | 34, 35, 38 | 7 |
| Transport | 40, 41, 42, 44, 45, 47 | 5 |
| Utilities | 46, 48, 49 | 3 |
| Textiles et Négoce | 22, 23, 31, 51, 53, 56, 59 | 12 |
| Services | 72, 73, 75, 76, 80, 82, 87, 89 | 14 |
| Loisirs | 27, 58, 70, 78, 79 | 6 |
| Total | | 100 |

Le tableau (1) présente une classification des firmes suivant leur principal code SIC. Il montre que les entreprises de l'échantillon appartiennent à 11 secteurs d'activité et sont plus nombreuses dans l'industrie des biens de consommation durable.

Le tableau (2) reproduit la distribution des taux d'exportation des entreprises de l'échantillon. Le taux d'exportation diminue passant de 53,85 % en moyenne avant le passage à l'euro à 43,08 % sur la période postérieure. Cette tendance à la baisse est observée quel que soit le quartile de la distribution.

Tableau 2. La distribution des taux d'exportation pour l'échantillon en pourcentage.

Ce tableau présente la distribution statistique de la moyenne du taux d'exportation (en %) sur une période avant et après le passage à l'euro. L'échantillon est formé de 100 entreprises exportatrices cotées à la Bourse de Paris.

| | Q1 | Moyenne | Mediane | q3 | Minimum | Maximum |
|-----------------|-------|---------|---------|-------|---------|---------|
| Sur [1997-1998] | 36,55 | 53,85 | 54,83 | 74,60 | 10,18 | 96,37 |
| Sur [1999-2000] | 23,42 | 43,08 | 39,50 | 67,84 | 0 | 92,93 |

B. Les facteurs économiques de l'exposition : les variables explicatives de la régression

L'exposition au risque de change économique est mesurée, comme le conseillent Adler et Dumas (1984), à partir du coefficient de régression des variations de la valeur réelle de l'entreprise sur les variations non anticipées des taux de change réels. Cette définition implique d'estimer la valeur de l'entreprise par sa valeur de marché. Comme le préconisent plusieurs études (Jorion, 1990 ; Bodnar et Gentry, 1993 ; Nguyen et Faff, 2003 ; Hagelin et Pramborg, 2004 ; Muller et Verschaor, 2004), la formalisation de la relation entre les variations de la valeur de l'entreprise et les fluctuations des taux de change, doit intégrer le portefeuille de marché national, afin de prendre en compte tout mouvement du marché, qui aurait des répercussions sur les rentabilités des actions. Ces études supposent que les marchés financiers sont segmentés et que les investisseurs préfèrent investir dans des actions nationales.

La rentabilité des actions est expliquée en fonction de deux facteurs économiques, le risque du marché national engendré par des facteurs autres que les fluctuations du taux de change et le risque de change.

Pour avoir un portefeuille national couvert contre le risque de change, nous mettons en œuvre la méthode adoptée par Louargant (1998) qui consiste à prendre en compte non pas le portefeuille dans son intégralité mais les résidus de la régression du portefeuille de marché national sur les fluctuations de l'indice du taux de change.

Le risque de change est représenté par le rendement d'un indice de taux de change *trade-weighted exchange rate index*. Il s'agit d'une mesure de la valeur d'une devise contre un panier d'autres devises à une date de référence. C'est le taux de change moyen pondéré du franc ou de l'euro vis-à-vis des monnaies des principaux pays avec lesquels la France entretient des relations commerciales ; les pondérations retenues sont celles utilisées dans le modèle de taux de change du Fonds monétaire international. Un indice de taux de change est calculé pour chaque période. L'indice de la première période est représenté par *France Franc Index* et celui de la seconde période, par *Euro Effective Index*. Les valeurs de ces indices sont fournies par Datastream, ce qui permet de calculer les rentabilités correspondantes.

Le modèle à estimer est le suivant :

$$R_{it} = \beta_{i0} + \beta_{im} E_{mt}^c + \beta_{ix} R_{xt} + \varepsilon_{it} \quad t = 1 \dots T \quad (3)$$

Où R_{it} représente la rentabilité de l'entreprise i , R_{xt} est la rentabilité de l'indice de taux de change (*France Franc Index* ou *Euro Effective Index*) et E_{mt}^c est la rentabilité du portefeuille de marché national (SBF250) couvert contre le risque de change.

ε_{mt}^c est le résidu de la régression suivante :

$$R_t(SBF250) = \delta + \lambda R_{xt} + E_{mt}^c$$

Avec $R_t(SBF250)$ le rendement du portefeuille de marché national (SBF 250) du mois t . δ est un terme constant.

Les taux de rendement mensuels sont calculés, à partir des cours mensuels fournis par Datastream, par la formule :

$$R_{ij} = \ln\left(\frac{P_j}{P_{j-1}}\right). \quad P_j \text{ et } P_{j-1} \text{ sont respectivement le cours au mois } j \text{ et le cours en mois } (j-1)^5.$$

II L'estimation de l'exposition au risque de change

Dans ce qui suit, nous discutons, d'abord, l'effet des fluctuations de change sur la rentabilité des actions. L'effet retard de ces fluctuations est ensuite traité.

1. Les entreprises sont-elles sensibles aux fluctuations de change ?

Le modèle (3) est testé en utilisant les rentabilités des actions de l'échantillon constitué des entreprises cotées sur le marché boursier français et dont le taux d'exportation est de 10 % minimum. La régression est estimée, tout d'abord, sur la période allant de janvier 1993 à décembre 2004 puis, sur chacune des deux sous-périodes : de janvier 1993 à décembre 1998 et de janvier 1999 à décembre 2004. L'estimation est réalisée entreprise par entreprise, et non pas sur des portefeuilles d'entreprises, afin d'éviter les biais liés à la diversification et la perte d'information sur l'exposition d'une entreprise particulière. Elle est effectuée en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires.

L'absence de multicolinéarité des variables dépendantes est vérifiée par la méthode de Farrar et Glauber. Les hypothèses de non corrélation et d'homoscédasticité des résidus sont vérifiées pour chaque entreprise. L'analyse de l'autocorrélation des résidus et la détection de l'hétéroscedasticité sont réalisées respectivement à l'aide du test de Durbin Watson et du test de White. Si les résidus ne sont pas homoscedastiques, les moindres carrés généralisés avec correction de l'hétéroscedasticité par la méthode de White (1980) sont utilisés⁶.

Trois principaux résultats ressortent de l'estimation de l'équation (3). Ils concernent le degré d'exposition des entreprises, le nombre de coefficients d'exposition significatifs et l'effet du passage à l'euro sur l'exposition au risque de change.

Tableau 3. La distribution des $\hat{\beta}_{ix}$ significatifs sur les différentes périodes.

Ce tableau présente la distribution statistique des $\hat{\beta}_{ix}$ significatifs au niveau de 10 % sur les différentes périodes. $\hat{\beta}_{ix}$ est déterminé par l'estimation sur les différentes périodes de la régression suivante : $R_{it} = \beta_{i0} + \beta_{im} E_{mt}^c + \beta_{ix} R_{xt} + \varepsilon_{it}$ où R_{it} représente la rentabilité de l'entreprise i , R_{xt} est la rentabilité de l'indice de taux de change et E_{mt}^c est la rentabilité du portefeuille de marché national (SBF 250) couvert contre le risque de change. ε_{it} est un terme d'erreur. L'échantillon est formé de 100 entreprises exportatrices françaises cotées.

| Mois : Année | Min | q1 | Median | q3 | Max | Moyenne |
|-----------------|-------|-------|--------|-------|------|---------|
| 01:1993-12:2004 | -5,28 | -2,72 | -1,92 | -1,09 | 1,88 | -1,90 |
| 01:1993-12:1998 | -5,82 | -3,26 | -2,35 | -1,49 | 3,14 | -2,30 |
| 01:1999-12:2004 | -2,24 | -0,98 | -0,43 | -0,06 | 0,74 | -0,56 |

Le tableau (3) présente la distribution transversale des $\hat{\beta}_{ix}$ des 100 entreprises pour toute la période et pour les deux sous périodes⁷. Il reporte les quartiles et la moyenne des valeurs de $\hat{\beta}_{ix}$. Ces résultats font apparaître des différences dans le degré d'exposition des entreprises. Les variations du taux de change n'ont pas le même effet sur toutes les entreprises. Ceci peut refléter des différences dans les politiques des entreprises ou dans leurs variables opérationnelles et économiques (politiques de couverture, diversification internationale, degré d'aversion pour le risque).

Tableau 4. Le nombre des $\hat{\beta}_{ix}$ significatifs sur les différentes périodes.

Ce tableau présente le nombre des $\hat{\beta}_{ix}$ significatifs au niveau de 10 % (colonne 3), 5 % (colonne 4), 1 % (colonne 5) sur les différentes périodes. $\hat{\beta}_{ix}$ est déterminé par l'estimation sur les différentes périodes de la régression suivante : $R_{it} = \beta_{i0} + \beta_{im} E_{mt}^c + \beta_{ix} R_{xt} + \varepsilon_{it}$ où R_{it} représente la rentabilité de l'entreprise i , R_{xt} est la rentabilité de l'indice de taux de change et E_{mt}^c est la rentabilité du portefeuille de marché national (SBF 250) couvert contre le risque de change. ε_{it} est un terme d'erreur. L'échantillon est formé de 100 entreprises exportatrices françaises cotées.

| mois : année | Indice du change | à 10 % | à 5 % | à 1 % |
|---------------------|------------------|--------|-------|-------|
| 01 : 1993-12 : 2004 | indice du franc | 58 | 39 | 23 |
| 01 : 1993-12 : 1998 | indice du franc | 60 | 47 | 24 |
| 01 : 1999-12 : 2004 | indice de l'euro | 22 | 14 | 6 |

Le tableau (4) présente le nombre de coefficients d'exposition statistiquement significatifs pour chaque période d'étude. Sur l'ensemble de la période, 58 % des entreprises présentent une exposition significative aux fluctuations de l'indice de change. Ce pourcentage est de 60 % sur la période allant de janvier 1993 à décembre 1998 et de 22 % sur la période allant de janvier 1999 à décembre 2004. Ces taux sont, en moyenne, supérieurs à ceux mentionnés dans d'autres études. En effet, Jorion (1990) trouve que seules 15 entreprises parmi les 278 (5,39 %) ayant un taux d'exportation minimum de 10 % sur la période allant de janvier 1971 à décembre 1987 ont des coefficients d'exposition significatifs. Amihud (1993) ne trouve pas de relation significative entre les fluctuations du taux de change et les rentabilités des actions de 32 entreprises fortement exportatrices, étudiées sur la période 1979-1988. Bartov et Bodnar (1994) montrent qu'il n'existe pas de corrélation entre les rendements anormaux de 208 entreprises ayant des activités à l'étranger et les fluctuations du dollar sur la période 1978-1990. He et Ng (1998) indiquent que, sur un échantillon de 171 entreprises japonaises ayant un ratio d'exportation minimum de 10 % sur la période 1979-1993, environ 25 % sont positivement et significativement exposées aux fluctuations du yen.

Nos résultats sur la période antérieure à la date de l'adoption de l'euro confirment ceux de Louargant (1998) sur un échantillon de 54 entreprises françaises exportatrices

entre 1982 et 1991. Il ressort de cette étude que la moitié des entreprises sont significativement sensibles aux fluctuations d'une devise.

Les effets du passage à l'euro sur le niveau d'exposition peuvent être perçus à deux niveaux. D'une part, le nombre des $\hat{\beta}_{ix}$ significatifs, c'est-à-dire le nombre d'entreprises exposées significativement au risque de change, diminue en passant de la première à la deuxième période. D'autre part, l'exposition moyenne est plus élevée, en valeur absolue, sur la période 1 que sur la période 2. Cette tendance est également observée pour les différents quartile. Par ailleurs, l'amplitude de l'exposition est moins forte après l'adoption de l'euro. Cette réduction de l'exposition est la conséquence de l'élimination du risque de change entre les pays membre de l'Union monétaire européenne.

Le test T pour échantillons indépendants est utilisé pour vérifier si la moyenne d'exposition est significativement supérieure sur la première période par rapport la seconde. La Statistique t obtenue est égale à $-9,033$, ce qui signifie que la moyenne d'exposition de $-2,30$ sur la période 1, est significativement différente et supérieure, en valeur absolue, à la moyenne d'exposition de la période 2 qui s'élève à $-0,56$.

2. L'effet retard des fluctuations du taux de change

Il peut s'écouler un certain laps de temps avant que les investisseurs ne prennent pleinement conscience des effets d'une évolution des taux de change sur la valeur de marché d'une entreprise. Cela signifie qu'il peut exister un décalage temporel entre la survenance d'une fluctuation des taux de change et ses répercussions sur la valeur de marché d'une entreprise. Bartov et Bodnar (1994) suggèrent que les investisseurs apprennent progressivement l'impact des changements du taux de change sur la valeur de la société c'est-à-dire au fur et à mesure qu'une nouvelle information arrive. L'effet des fluctuations des taux de change ne se répercute pas toujours immédiatement sur la valeur de marché de l'entreprise. Cette hypothèse ne remet pas en cause celle de l'efficacité du marché. Elle suggère plutôt que le risque de change économique n'est pas connu si bien qu'il ne peut pas être intégré dans les prix des actions. Bartov et Bodnar (1994) proposent, quand il s'agit d'étudier la relation entre la rentabilité des actions et les variations du taux de change, de prendre en compte, non seulement les effets immédiats mais aussi les répercussions décalées dans le temps de ces dernières. Pour mettre en évidence l'existence d'un décalage, entre le moment où les fluctuations du taux de change sont constatées, et celui où elles se répercutent sur la valeur de l'entreprise, il faut intégrer les rentabilités passées des taux de change dans la mesure de l'exposition, c'est-à-dire dans la régression (3). Le modèle devient :

$$R_{it} = \beta_{i0} + \beta_{im} E_{mt}^c + \beta_{ix0} R_{xt} + \sum_{j=1}^n \beta_{ix(-j)} R_{x(t-j)} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Où n retards de changements mensuels du taux de change sont ajoutés. $R_x(t-j)$ est le taux de rendement de l'indice du taux de change j mois passés.

Il n'y a aucune information sur le nombre de retards à considérer, c'est-à-dire sur le décalage temporel à retenir. La régression (4) est estimée pour le même échantillon sur la période allant de janvier 1993 à décembre 2004, puis, sur les deux sous périodes.

Le test de Farrar et Glauber a montré l'absence de problème de multicollinéarité entre les variables dépendantes.

Tableau 5. Sensibilités aux fluctuations de taux change immédiates et retardées (1 retard).

Ce tableau présente le nombre des entreprises ayant un \hat{B}_{ix0} (0 retard) ou un $\hat{B}_{ix(-1)}$ significatif au niveau de 10 %. \hat{B}_{ix0} et $\hat{B}_{ix(-1)}$ sont déterminés par l'estimation sur les différentes périodes de la régression suivante : $R_{it} = \beta_{i0} + \beta_{im} E_{mt}^c + \beta_{ix0} R_{xt} + \beta_{ix(-1)} R_{x(t-1)} + \varepsilon_{it}$ où R_{it} représente la rentabilité de l'entreprise i , R_{xt} est la rentabilité de l'indice de taux de change, $R_{x(t-1)}$ est la rentabilité de l'indice de taux de change du mois $(t-1)$ et E_{mt}^c est la rentabilité du portefeuille de marché national (SBF 250) couvert contre le risque de change. ε_{it} est un terme d'erreur. L'échantillon est formé de 100 entreprises exportatrices françaises cotées.

| | 01:1993-12:2004 | | 01:1993-12:1998 | | 01:1999-12:2004 | |
|---------|-----------------|---|-----------------|---|-----------------|----|
| Retards | 0 | 1 | 0 | 1 | 0 | 1 |
| 10 % | 58 | 7 | 60 | 9 | 24 | 12 |
| 5 % | 39 | 6 | 47 | 2 | 16 | 2 |
| 1 % | 23 | 0 | 27 | 2 | 5 | 5 |

Les tableaux (5) et (6) présentent le nombre de coefficients d'exposition significatifs en considérant respectivement un retard et deux retards. Il semble que pour certaines entreprises, le marché enregistre avec un certain retard (1-2 mois) l'impact d'une fluctuation de taux de change sur la valeur de l'entreprise. Les résultats montrent que les effets d'une fluctuation du taux de change se font sentir avec un retard significatif d'un mois pour 7 % des entreprises et de deux mois pour 18 % d'entre elles. Si l'on s'en tient aux résultats constatés sur le marché français, les arguments de Bartov et Bodnar (1994) sont corroborés. Cependant, He et Ng (1998) indiquent que seules 6 des 171 entreprises japonaises étudiées ont des coefficients d'exposition aux mouvements du taux de change significatifs avec un mois de retard tandis que 25 % de l'échantillon est significativement exposé immédiatement aux fluctuations de l'indice de change. Nydahl (1999) montre aussi que l'effet retard n'est pas significatif pour un échantillon d'entreprises suédoises.

Tableau 6. Sensibilités aux fluctuations immédiates et retardées (1 et 2 mois de retard)

Ce tableau présente le nombre des entreprises ayant un \hat{B}_{ix0} (0 retard) ou un $\hat{B}_{ix(-1)}$ ou $\hat{B}_{ix(-2)}$ (2 mois de retard) significatif au niveau de 10 %. \hat{B}_{ix0} , $\hat{B}_{ix(-1)}$ et $\hat{B}_{ix(-2)}$ sont déterminés par l'estimation sur les différentes périodes de la régression suivante :

$$R_{it} = \beta_{i0} + \beta_{im} E_{mt}^c + \beta_{ix0} R_{xt} + \beta_{ix(-1)} R_{x(t-1)} + \beta_{ix(-2)} R_{x(t-2)} + \varepsilon_{it}$$

où R_{it} représente la rentabilité de l'entreprise i , R_{xt} est la rentabilité de l'indice de taux de change, $R_{x(t-1)}$ est la rentabilité de l'indice de taux de change du mois $(t-1)$, $R_{x(t-2)}$ est la rentabilité de l'indice de taux de change du mois $(t-2)$ et E_{mt}^c est la rentabilité du portefeuille de marché national (SBF 250) couvert contre le risque de change. ε_{it} est un terme d'erreur. L'échantillon est formé de 100 entreprises exportatrices françaises cotées.

| | 01 :1993-12:2004 | | | 01:1993-12:1998 | | | 01:1993-12:2004 | | |
|---------|------------------|---|----|-----------------|----|----|-----------------|----|---|
| Retards | 0 | 1 | 2 | 0 | 1 | 2 | 0 | 1 | 2 |
| 10 % | 58 | 7 | 18 | 60 | 10 | 13 | 21 | 13 | 7 |
| 5 % | 40 | 6 | 6 | 46 | 5 | 7 | 14 | 6 | 3 |
| 1 % | 23 | 2 | 4 | 27 | 1 | 1 | 6 | 2 | 0 |

III Conclusion

Dans cet article, la relation entre les rendements des actions et les fluctuations du taux de change a été examinée sur un échantillon de 100 entreprises exportatrices françaises, ayant un pourcentage d'exportation supérieur ou égal à 10 %. L'étude a révélé que les variations du taux de change n'ont pas le même impact sur toutes les entreprises. Les résultats ont montré aussi que 58 % des entreprises présentent une sensibilité significative aux fluctuations de l'indice de change. Ce pourcentage est de 60 % sur la période allant de janvier 1993 à décembre 1998 et de 22 % sur la période allant de janvier 1999 à décembre 2004. Concernant l'effet du passage à la monnaie unique européenne sur la sensibilité au risque de change, les résultats montrent que l'exposition est moins importante sur la période postérieure à l'adoption de l'euro pour effectuer les transactions commerciales (Période allant de janvier 1999 à décembre 2004). Par ailleurs, dans certains cas, le marché enregistre avec un certain retard (1 à 2 mois), l'effet d'une fluctuation du taux de change sur la valeur d'une entreprise corroborant ainsi l'hypothèse de Bartov et Bodnar (1994).

Dans cette étude, nous nous sommes contentés d'étudier la sensibilité aux fluctuations de change. Comme prolongement de ce travail, une future recherche s'intéressera en plus des déterminants de la sensibilité au risque de change (comme c'est le cas par exemple dans He et Ng (1998) et dans Nguyen et Faff (2003)). Le coefficient de la

sensibilité estimée sera reliée aux caractéristiques de l'entreprise même (le niveau des opérations à l'international) ainsi

qu'aux variables que la théorie considère comme significatives dans la justification de l'activité de couverture.

Bibliographie

Adler M. et B. Dumas, « Exposure to currency risk : definition and measurement », *Financial management*, Summer 1984, pp. 41-50

Aftalion F. et P. Poncet, *Les techniques de Mesure de Performance*, 2003, Ed. Economica.

Amihud Y., « Evidence on exchange rates and valuation of equity shares », in Y. Amihud and R. Levich, Eds : *Exchange Rates and Corporate Performance* (Business one Irwin, Home-wood, Ill.), 1993.

Bartov E. et G.M. Bodnar, « Firm valuation, earnings expectation and the exchange rate exposure effect », *Journal of Finance*, 44, 1994, pp. 1755-1785.

Bodnar G.M. et W.M. Gentry, « Exchange rate exposure and industry characteristics : evidence from Canada, Japan and USA », *Journal of International Money and Finance*, 12, 1993, pp. 29-45.

Campbell J., « Understanding risk and return », *Journal of Political Economy*, 104, 1996, pp. 298-345.

Campbell J., A.W. Lo et A.C. Mackinley, « The econometrics of financial Markets », Princeton University Press., 1997

Donnelly R. et E. Sheehy, « The share price reaction of U.S exporters to exchange rate movements : An empirical study », *Journal of International Business Studies*, First quarter, 1996, pp. 157-165.

Hagelin N. et B. Pramborg, « Hedging foreign exchange exposure : risk reduction from transaction and translation hedging », *Journal of International Financial Management and Accounting*, 2004, vol. 15, n° 1, pp. 1-20.

1. Nous remercions un des deux rapporteurs qui nous a suggéré cette idée.
2. La majorité des études similaires sur le sujet ont adopté l'hypothèse de segmentation de marchés. A titre d'exemple, nous pouvons citer, Bodnar et Gentry (1993), Bartov et Bodnar (1994), He et Ng (1998) dans le cas des entreprises américaines, Nguyen et Faff (2003) dans le cas des entreprises australiennes, Hagelin et Pramborg (2004) dans le cas des entreprises suédoises, Muller et Verschaor (2004) dans le cas des entreprises asiatiques.
3. *Financial Accounting Standard*, n°14, décembre 1976.
4. L'examen porte sur les groupes et non pas sur des entreprises individuelles. Par ailleurs, les comptes consolidés sont préférés aux comptes sociaux.
5. La rentabilité est normalement égale à la somme du gain en capital et le

dividende payé (en d'autres termes, $R_{jt} = \frac{P_{jt} - P_{jt-1} + D_{jt}}{P_{jt}}$). Vu le man-

He J. et L.K. Ng, « The foreign exchange exposure of Japanese multinational corporations », *Journal of Finance*, n° 2, April 1998, pp. 733-752.

Jorion P., « The exchange-Rate Exposure of U.S. Multinationals », *Journal of Business*, 1990, vol. 63, n°3, pp. 331-345.

Jorion P., « The Pricing of Exchange Rate Risk in the Stock Market », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 26, n° 3, September 1991, pp. 363-376

Louargant C., « La sensibilité des entreprises françaises au taux de change », *Banques & Marchés*, n° 32, janvier-février 1998, pp. 21-29.

Makar S.D. et S.P. Huffman, « Foreign exchange derivatives, exchange rate changes, and the value of the firm : U.S multinationals' use of short-term financial instruments to manage currency risk », *Journal of Economics and Business*, 53, 2001, pp. 421-437.

Muller A. et W.F. Verschaor, « Asian Foreign Exchange Risk Exposure », Working paper, 2004, LIFE, Maastricht University, The Netherlands.

Nguyen H. et R. Faff, « Can the use of foreign currency derivatives explain variations in foreign exchange exposure ? Evidence from Australian companies », *Journal of Multinational Financial Management*, 2003, 13, pp. 193-215.

Nydahl S., « Exchange Rate Exposure, Foreign Involvement and Currency Hedging of Firms : Some Swedish Evidence », *European Financial Management*, 5, 1999, pp. 241-257.

White H., « A heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity », *Econometrica*, 48, 1980, pp. 817-838.

que de données pour un grand nombre d'entreprises dans l'échantillon, nous avons choisi de rapprocher la rentabilité de l'action à son gain de capital. Le recours à la mesure logarithmique de la rentabilité est justifié par la recommandation faite par Campbell, Lo et Mackinlay (1997) d'adopter cette mesure dans les études économétriques sur série chronologique. En effet, les rentabilités logarithmiques des cours boursiers possèdent approximativement des distributions de probabilité normales (gaussiennes) identiquement distribuées et sériellement indépendantes (Aftalion et Poncet, *Les techniques de Mesure de Performance*, Economica, 2003 chapitre 1, p 15).

6. Les tests d'autocorrélation des erreurs sont effectués par le test de Durbin et Watson. Les résultats montrent que les résidus ne sont pas autocorrélés.

7. L'annexe présente les valeurs des coefficients, des *p-value*, des R^2 ajustée et ce pour toutes les entreprises et sur les 3 périodes d'étude.

Annexe

Le tableau présente les résultats des estimations du modèle :

$$R_{it} = \beta_{i0} + \beta_{im} E_{mt}^c + \beta_{ix} R_{xt} + \varepsilon_{it} \text{ sur } [1993-2004], [1993-1998], [1999-2004].$$

R_{it} représente la rentabilité de l'entreprise i , R_{xt} est la rentabilité de l'indice de taux de change et E_{mt}^c est la rentabilité du portefeuille de marché national (SBF 250) couvert contre le risque de change. ε_{it} est un terme d'erreur. L'échantillon est formé de 100 entreprises exportatrices françaises cotées. DW est le test de Durbin-Watson pour l'auto-corrélation des résidus.

| NAME | [1993-2004] | | | | [1993-1998] | | | | [1999-2004] | | | |
|------------------|-------------|---------------|------------|--------|-------------|---------------|------------|--------|-------------|------------|------------|--------|
| | Bix | pvalue Bix | R2 ajustée | DW | Bix | Pvalue Bix | R2 ajustée | DW | Bix | Pvalue Bix | R2 ajustée | DW |
| ACCOR | -1,9560 | 0,0092 | 0,4919 | 2,0419 | -2,0884 | 0,0121 | 0,5297 | 2,0477 | -0,9917 | 0,0280 | 0,4646 | 2,0741 |
| AIR FRANCE-KLM | -2,2616 | 0,2835 | 0,1265 | 2,1341 | -3,1465 | 0,3675 | 0,0317 | 2,1608 | -0,5935 | 0,2812 | 0,5375 | 1,9083 |
| AIR LIQUIDE | -0,3162 | 0,5614 | 0,2825 | 2,0510 | -0,9332 | 0,0770 | 0,4476 | 1,8266 | 0,3455 | 0,3106 | 0,2218 | 2,1566 |
| ALAIN MANOUKIAN | -2,3131 | 0,0447 | 0,1031 | 2,0481 | -1,5999 | 0,3229 | 0,1458 | 1,9762 | -0,9780 | 0,0587 | 0,0894 | 2,1501 |
| ALCATEL 'A' | -4,7781 | 0,0014 | 0,5233 | 2,0582 | -4,8531 | 0,0005 | 0,5465 | 2,1349 | -2,0817 | 0,0296 | 0,5335 | 1,9760 |
| ALTRAN TECH, | -2,2539 | 0,2091 | 0,4473 | 1,9472 | -2,0026 | 0,1058 | 0,4015 | 1,7172 | -0,2175 | 0,8497 | 0,5301 | 2,0745 |
| AREVA CI | -1,8191 | 0,0674 | 0,1461 | 1,9736 | -2,3498 | 0,0527 | 0,0801 | 2,2274 | -0,3840 | 0,4731 | 0,2429 | 1,5334 |
| ATOS ORIGIN | -2,7901 | 0,0703 | 0,2523 | 2,1156 | -3,9928 | 0,0310 | 0,1420 | 2,1090 | 0,0740 | 0,9282 | 0,3699 | 2,1371 |
| AVENTIS | -3,3018 | 0,0001 | 0,2855 | 2,1650 | -4,3348 | 0,0000 | 0,4804 | 2,2048 | -0,1088 | 0,7941 | 0,1256 | 1,8025 |
| BACOU-DALLOZ | -2,5276 | 0,0595 | 0,1878 | 1,8090 | -2,9075 | 0,0622 | 0,2162 | 1,6080 | -1,0694 | 0,1636 | 0,1635 | 1,9600 |
| BENETEAU | -4,2271 | 0,0025 | 0,2593 | 2,2075 | -3,8452 | 0,0261 | 0,2450 | 2,4467 | -1,9605 | 0,0105 | 0,2842 | 2,0365 |
| BIC | -0,7807 | 0,3778 | 0,1708 | 2,2003 | -2,2839 | 0,0423 | 0,2506 | 2,1013 | 0,1646 | 0,7213 | 0,1141 | 2,1905 |
| BOLLORE | -0,5896 | 0,4520 | 0,1701 | 2,0553 | -0,6792 | 0,5317 | 0,3006 | 2,0511 | 0,0312 | 0,9252 | 0,0886 | 2,2153 |
| BOLLORE INVESTI, | -0,8867 | 0,3826 | 0,1091 | 2,4255 | -0,9537 | 0,5326 | 0,0599 | 2,5474 | 0,1743 | 0,6675 | 0,2415 | 2,1166 |
| BONGRAIN | -0,6569 | 0,4000 | 0,1513 | 2,3148 | -1,8992 | 0,0280 | 0,2975 | 2,1120 | -0,0463 | 0,9195 | 0,0745 | 2,4093 |
| BOUYGUES | -2,8316 | 0,0028 | 0,4943 | 1,9616 | -1,7542 | 0,0503 | 0,3800 | 2,0008 | -1,7402 | 0,0023 | 0,5996 | 2,0205 |
| BOUYGUES CI | -3,4195 | 0,0169 | 0,0899 | 2,3218 | -1,8662 | 0,1992 | 0,0809 | 2,4353 | -1,9410 | 0,0287 | 0,1147 | 2,1452 |
| BULL | -5,2781 | 0,1852 | 0,1035 | 3,0100 | -4,9901 | 0,4527 | 0,0597 | 3,1584 | -2,2017 | 0,0396 | 0,3367 | 1,9130 |
| BURELLE | 0,0330 | 0,9749 | 0,0870 | 2,1011 | -0,6407 | 0,6282 | 0,2043 | 2,2755 | -0,0163 | 0,9756 | 0,0260 | 2,0123 |
| CANAL + | -2,4164 | 0,0517 | 0,0628 | 1,6937 | -3,6489 | 0,0039 | 0,1260 | 2,0443 | 0,0202 | 0,9787 | 0,0636 | 1,5548 |

| NAME | [1993-2004] | | | | | [1993-1998] | | | | | [1999-2004] | | | | | |
|--------------------------|-------------|---------------|------------|--------|---------|---------------|------------|--------|---------|---------------|-------------|--------|---------|---------------|------------|--------|
| | Bix | pvalue Bix | R2 ajustée | DW | Bix | Pvalue Bix | R2 ajustée | DW | Bix | Pvalue Bix | R2 ajustée | DW | Bix | Pvalue Bix | R2 ajustée | DW |
| CAP GEMINI | -1,6128 | 0,2416 | 0,4070 | 2,1606 | -2,4671 | 0,0883 | 0,2428 | 2,3785 | -0,1804 | 0,8191 | 0,5169 | 2,1005 | -0,1804 | 0,8191 | 0,5169 | 2,1005 |
| CARBONE- LORRAINE | -3,0872 | 0,0208 | 0,2800 | 1,9848 | -3,0991 | 0,0625 | 0,3034 | 1,7997 | -1,3054 | 0,0700 | 0,2633 | 2,2125 | -1,3054 | 0,0700 | 0,2633 | 2,2125 |
| CARREFOUR | -1,3646 | 0,0764 | 0,3409 | 2,0472 | -1,4992 | 0,0972 | 0,3437 | 1,9882 | -0,5959 | 0,1665 | 0,3297 | 2,1778 | -0,5959 | 0,1665 | 0,3297 | 2,1778 |
| CASINO GUICHARD-P | -1,6609 | 0,0445 | 0,1403 | 1,9610 | -1,4930 | 0,1151 | 0,1630 | 1,9317 | -0,7596 | 0,1062 | 0,1232 | 1,9941 | -0,7596 | 0,1062 | 0,1232 | 1,9941 |
| CFF RECYCLING | -4,3203 | 0,0007 | 0,1790 | 2,0907 | -5,8218 | 0,0009 | 0,2411 | 1,9346 | -0,8566 | 0,1508 | 0,1412 | 2,1903 | -0,8566 | 0,1508 | 0,1412 | 2,1903 |
| CHRISTIAN DIOR | -3,9380 | 0,0000 | 0,5002 | 2,3271 | -4,4122 | 0,0004 | 0,4422 | 1,9721 | -1,2627 | 0,0096 | 0,5607 | 2,6624 | -1,2627 | 0,0096 | 0,5607 | 2,6624 |
| CIMENTS FRANCAIS | 1,8791 | 0,2046 | 0,0977 | 1,7267 | 3,1376 | 0,2022 | 0,0981 | 1,7203 | -0,3015 | 0,4323 | 0,2156 | 2,2927 | -0,3015 | 0,4323 | 0,2156 | 2,2927 |
| CLARINS | -3,0082 | 0,0024 | 0,3214 | 2,0401 | -3,5145 | 0,0071 | 0,3470 | 1,9896 | -0,6622 | 0,1880 | 0,3109 | 2,0900 | -0,6622 | 0,1880 | 0,3109 | 2,0900 |
| CNIM (CA) | -2,7075 | 0,0086 | 0,2378 | 2,2350 | -4,0256 | 0,0117 | 0,2252 | 2,2727 | -0,3603 | 0,3305 | 0,3572 | 2,3966 | -0,3603 | 0,3305 | 0,3572 | 2,3966 |
| COLAS | -0,4452 | 0,5864 | 0,1188 | 2,3474 | -0,9632 | 0,3388 | 0,2581 | 2,4380 | 0,1119 | 0,7923 | 0,0495 | 2,3328 | 0,1119 | 0,7923 | 0,0495 | 2,3328 |
| COMPAGNIE GL GEOPHYSIQUE | -2,8744 | 0,0770 | 0,3286 | 2,1484 | -3,1719 | 0,1366 | 0,2599 | 2,0192 | -0,2844 | 0,7282 | 0,4173 | 2,3663 | -0,2844 | 0,7282 | 0,4173 | 2,3663 |
| CS COMM,SYSTEMS | -2,5936 | 0,1286 | 0,2119 | 1,7711 | -2,9542 | 0,0591 | 0,4781 | 2,0193 | -0,8105 | 0,4531 | 0,0934 | 1,6303 | -0,8105 | 0,4531 | 0,0934 | 1,6303 |
| DANONE | -1,1603 | 0,0667 | 0,3260 | 2,0664 | -1,4657 | 0,0272 | 0,6132 | 2,0559 | -0,2427 | 0,4819 | 0,1431 | 2,0342 | -0,2427 | 0,4819 | 0,1431 | 2,0342 |
| DASSAULT AVIATION | -2,7754 | 0,0091 | 0,1816 | 2,0075 | -3,7265 | 0,0101 | 0,2912 | 1,7936 | -0,3016 | 0,5392 | 0,0884 | 2,2041 | -0,3016 | 0,5392 | 0,0884 | 2,2041 |
| DEVEAUX | -1,9996 | 0,0858 | 0,1417 | 1,7542 | -4,2051 | 0,0062 | 0,2544 | 1,6495 | 0,2857 | 0,6125 | 0,0757 | 1,7759 | 0,2857 | 0,6125 | 0,0757 | 1,7759 |
| DMC | -3,0233 | 0,1116 | 0,0917 | 1,8775 | -1,9330 | 0,3460 | 0,1579 | 2,1161 | -1,7192 | 0,1297 | 0,0751 | 1,7089 | -1,7192 | 0,1297 | 0,0751 | 1,7089 |
| DYNACTION | -0,7859 | 0,4746 | 0,1969 | 2,0788 | -1,3298 | 0,3722 | 0,1641 | 1,8645 | 0,2424 | 0,6518 | 0,2483 | 2,4066 | 0,2424 | 0,6518 | 0,2483 | 2,4066 |
| EIFFAGE | -0,6201 | 0,6008 | 0,1860 | 1,7181 | -1,7922 | 0,2882 | 0,2752 | 1,5027 | 0,4128 | 0,3974 | 0,1644 | 2,3873 | 0,4128 | 0,3974 | 0,1644 | 2,3873 |
| ELF AQUITAINE | -2,8223 | 0,0015 | 0,2749 | 2,2868 | -3,1042 | 0,0023 | 0,3862 | 2,4638 | -0,7241 | 0,1533 | 0,1995 | 2,1644 | -0,7241 | 0,1533 | 0,1995 | 2,1644 |
| ESSILOR INTL, | -1,1092 | 0,1365 | 0,2077 | 2,1405 | -1,9962 | 0,0172 | 0,4049 | 2,2598 | 0,0666 | 0,8724 | 0,0893 | 2,0310 | 0,0666 | 0,8724 | 0,0893 | 2,0310 |
| EURO DISNEY SCA | -3,6374 | 0,0230 | 0,0923 | 2,0474 | -3,8713 | 0,0402 | 0,1459 | 1,6015 | -0,9260 | 0,3074 | 0,0537 | 2,4237 | -0,9260 | 0,3074 | 0,0537 | 2,4237 |
| EUROTUNNEL UNITFF | -3,4819 | 0,0301 | 0,1131 | 1,8191 | -3,5112 | 0,1043 | 0,1527 | 1,9241 | -1,6655 | 0,0336 | 0,1094 | 1,6963 | -1,6655 | 0,0336 | 0,1094 | 1,6963 |
| FAURECIA | -1,0384 | 0,3777 | 0,1831 | 2,1139 | -0,5402 | 0,6585 | 0,3328 | 1,9635 | -1,0709 | 0,1325 | 0,1187 | 2,0651 | -1,0709 | 0,1325 | 0,1187 | 2,0651 |
| FIMALAC | -0,0906 | 0,9330 | 0,1528 | 2,1895 | -0,1164 | 0,9363 | 0,2221 | 2,4997 | 0,0594 | 0,9076 | 0,1092 | 1,7393 | 0,0594 | 0,9076 | 0,1092 | 1,7393 |
| FININFO | -0,6414 | 0,5035 | 0,2920 | 2,2069 | -0,1420 | 0,8428 | 0,1791 | 1,9755 | -0,3194 | 0,6106 | 0,3785 | 2,2542 | -0,3194 | 0,6106 | 0,3785 | 2,2542 |
| GALERIES LAFAYETTE | -1,7219 | 0,0827 | 0,2765 | 2,0635 | -2,4719 | 0,0768 | 0,2634 | 1,9810 | -0,3801 | 0,4100 | 0,3081 | 2,1396 | -0,3801 | 0,4100 | 0,3081 | 2,1396 |
| GAUMONT | -2,0580 | 0,0672 | 0,1074 | 2,1457 | -1,9076 | 0,1206 | 0,2780 | 1,8189 | -1,1306 | 0,0790 | 0,0557 | 2,3698 | -1,1306 | 0,0790 | 0,0557 | 2,3698 |

| NAME | [1993-2004] | | | | | [1993-1998] | | | | | [1999-2004] | | | | | |
|------------------------|-------------|---------------|------------|--------|---------|---------------|------------|--------|---------|---------------|-------------|--------|---------|---------------|------------|--------|
| | Bix | pvalue Bix | R2 ajustée | DW | Bix | Pvalue Bix | R2 ajustée | DW | Bix | Pvalue Bix | R2 ajustée | DW | Bix | Pvalue Bix | R2 ajustée | DW |
| GEODIS | 1,5329 | 0,2560 | 0,0649 | 2,1711 | 2,2441 | 0,1676 | 0,0981 | 2,2321 | -0,7391 | 0,3270 | 0,0493 | 2,1034 | -0,7391 | 0,3270 | 0,0493 | 2,1034 |
| GRANDE PAROISSE | -1,1696 | 0,6263 | 0,0276 | 2,1036 | -1,2627 | 0,5906 | 0,0266 | 1,8279 | -0,7199 | 0,6345 | 0,0248 | 2,2351 | -0,7199 | 0,6345 | 0,0248 | 2,2351 |
| GRUPE GASCOGNE | -0,3755 | 0,6126 | 0,1096 | 1,9390 | -0,7982 | 0,4395 | 0,1628 | 1,7018 | 0,0085 | 0,9801 | 0,0704 | 2,4401 | 0,0085 | 0,9801 | 0,0704 | 2,4401 |
| GRUPE GUILLIN | 0,2465 | 0,8340 | 0,0874 | 1,9533 | -0,5038 | 0,7193 | 0,2361 | 1,8217 | -0,0689 | 0,9129 | 0,0165 | 2,1207 | -0,0689 | 0,9129 | 0,0165 | 2,1207 |
| HAVAS | -3,9725 | 0,0006 | 0,4835 | 2,3913 | -2,5510 | 0,0217 | 0,3756 | 2,3024 | -1,9609 | 0,0050 | 0,5701 | 2,5337 | -1,9609 | 0,0050 | 0,5701 | 2,5337 |
| IMERYS | -2,2546 | 0,0046 | 0,2731 | 2,1157 | -3,6878 | 0,0003 | 0,3850 | 2,2972 | -0,1861 | 0,6446 | 0,2160 | 2,0274 | -0,1861 | 0,6446 | 0,2160 | 2,0274 |
| IMS INTL.,MTL.,SVS, | -0,2177 | 0,8617 | 0,0974 | 1,9601 | 0,1526 | 0,9334 | 0,0628 | 1,8225 | 0,0061 | 0,9910 | 0,1745 | 2,1870 | 0,0061 | 0,9910 | 0,1745 | 2,1870 |
| INGENICO | -3,9193 | 0,0398 | 0,2535 | 1,9615 | -3,5602 | 0,0389 | 0,2245 | 2,4524 | -2,2360 | 0,0701 | 0,2869 | 1,7225 | -2,2360 | 0,0701 | 0,2869 | 1,7225 |
| L'OREAL | -1,8666 | 0,0073 | 0,3965 | 2,3123 | -2,5042 | 0,0003 | 0,6646 | 1,8192 | -0,1574 | 0,6938 | 0,2166 | 2,5569 | -0,1574 | 0,6938 | 0,2166 | 2,5569 |
| LAFARGE | -1,8791 | 0,0163 | 0,3853 | 2,0339 | -2,3399 | 0,0017 | 0,6230 | 2,2168 | -0,1289 | 0,7902 | 0,2476 | 2,0054 | -0,1289 | 0,7902 | 0,2476 | 2,0054 |
| LAGARDERE ACTIVE BRDCT | -1,2038 | 0,2015 | 0,1935 | 2,2865 | -2,5830 | 0,0269 | 0,2792 | 2,0492 | 0,5794 | 0,2441 | 0,1840 | 2,7025 | 0,5794 | 0,2441 | 0,1840 | 2,7025 |
| LAGARDERE GROUPE | -2,9256 | 0,0039 | 0,4824 | 2,0560 | -3,5569 | 0,0011 | 0,5170 | 2,1763 | -1,0393 | 0,0928 | 0,4593 | 1,9884 | -1,0393 | 0,0928 | 0,4593 | 1,9884 |
| LATECOERE | -2,1728 | 0,0661 | 0,1233 | 2,1468 | -2,4431 | 0,0941 | 0,0695 | 2,0990 | -0,5750 | 0,3696 | 0,1854 | 2,1535 | -0,5750 | 0,3696 | 0,1854 | 2,1535 |
| LECTRA | -2,1397 | 0,2004 | 0,2616 | 1,8271 | -4,1064 | 0,0290 | 0,2838 | 2,0160 | -0,5699 | 0,5665 | 0,2395 | 1,7072 | -0,5699 | 0,5665 | 0,2395 | 1,7072 |
| LISI | -1,6841 | 0,2113 | 0,2449 | 2,1590 | -1,9004 | 0,1826 | 0,3193 | 2,0102 | -0,9325 | 0,2576 | 0,1955 | 2,1976 | -0,9325 | 0,2576 | 0,1955 | 2,1976 |
| LOCINDUS | -1,5946 | 0,0039 | 0,2122 | 1,9721 | -2,2955 | 0,0021 | 0,2746 | 1,9310 | -0,0775 | 0,7714 | 0,1820 | 2,2099 | -0,0775 | 0,7714 | 0,1820 | 2,2099 |
| LVMH | -4,5089 | 0,0000 | 0,5444 | 2,0758 | -4,7174 | 0,0000 | 0,4941 | 1,5482 | -1,6103 | 0,0014 | 0,6025 | 2,4567 | -1,6103 | 0,0014 | 0,6025 | 2,4567 |
| MANITOU | -2,3848 | 0,0594 | 0,1714 | 2,1290 | -3,1009 | 0,0440 | 0,1193 | 2,0266 | -1,2270 | 0,0794 | 0,2298 | 2,2546 | -1,2270 | 0,0794 | 0,2298 | 2,2546 |
| MANUTAN INTL, | -0,6402 | 0,6560 | 0,1262 | 2,2654 | -0,8817 | 0,5171 | 0,1946 | 2,4631 | -0,2808 | 0,7611 | 0,0905 | 2,1626 | -0,2808 | 0,7611 | 0,0905 | 2,1626 |
| MARIE BRIZARD | 1,3408 | 0,1720 | 0,1312 | 2,1341 | 0,0696 | 0,9587 | 0,0399 | 2,0064 | 0,5783 | 0,2090 | 0,2563 | 2,1071 | 0,5783 | 0,2090 | 0,2563 | 2,1071 |
| MICHELIN | -2,7911 | 0,0025 | 0,2945 | 1,9390 | -3,7243 | 0,0006 | 0,4486 | 2,1398 | -0,6257 | 0,2214 | 0,1906 | 1,9265 | -0,6257 | 0,2214 | 0,1906 | 1,9265 |
| MONTUPET | -2,6485 | 0,0652 | 0,1374 | 2,0803 | -2,3012 | 0,2165 | 0,1023 | 1,7560 | -0,9675 | 0,1926 | 0,1659 | 2,4575 | -0,9675 | 0,1926 | 0,1659 | 2,4575 |
| OXYGENE EO, | -2,1939 | 0,0229 | 0,1902 | 1,8251 | -3,1595 | 0,0248 | 0,2164 | 1,8087 | -0,0963 | 0,8139 | 0,1994 | 1,7494 | -0,0963 | 0,8139 | 0,1994 | 1,7494 |
| PERNOD-RICARD | -0,1847 | 0,8103 | 0,1430 | 2,0980 | -2,0997 | 0,0112 | 0,4393 | 1,9695 | 0,7402 | 0,0769 | 0,0721 | 2,1568 | 0,7402 | 0,0769 | 0,0721 | 2,1568 |
| PEUGEOT | -1,9984 | 0,0171 | 0,4009 | 2,1793 | -2,5170 | 0,0149 | 0,4159 | 2,3141 | -0,7019 | 0,1248 | 0,4021 | 2,1042 | -0,7019 | 0,1248 | 0,4021 | 2,1042 |
| PPR | -1,8957 | 0,0242 | 0,5308 | 2,0793 | -2,8701 | 0,0018 | 0,4888 | 2,0820 | -0,4497 | 0,3575 | 0,5590 | 2,2319 | -0,4497 | 0,3575 | 0,5590 | 2,2319 |
| PLASTIC OMINIUM | -0,5978 | 0,5898 | 0,2035 | 2,1755 | -0,6498 | 0,6418 | 0,2400 | 2,0707 | -0,4352 | 0,4571 | 0,1906 | 2,2136 | -0,4352 | 0,4571 | 0,1906 | 2,2136 |

| NAME | [1993-2004] | | | | | [1993-1998] | | | | | [1999-2004] | | | | | |
|--------------------|-------------|---------------|------------|--------|---------|---------------|------------|--------|---------|---------------|-------------|--------|---------|---------------|------------|--------|
| | Bix | pvalue Bix | R2 ajustée | DW | Bix | Pvalue Bix | R2 ajustée | DW | Bix | Pvalue Bix | R2 ajustée | DW | Bix | Pvalue Bix | R2 ajustée | DW |
| PUBLICIS GROUPE | -4,2802 | 0,0000 | 0,4888 | 2,1961 | -3,3512 | 0,0039 | 0,3302 | 2,2108 | -2,0884 | 0,0004 | 0,6140 | 2,0552 | -2,0884 | 0,0004 | 0,6140 | 2,0552 |
| RADIALL | -1,5529 | 0,2549 | 0,2400 | 2,0948 | -2,1957 | 0,1166 | 0,1773 | 1,9717 | -1,4369 | 0,0899 | 0,2759 | 2,1784 | -1,4369 | 0,0899 | 0,2759 | 2,1784 |
| RALLYE | -1,2418 | 0,2456 | 0,1016 | 1,9024 | -1,7796 | 0,2273 | 0,0428 | 1,8647 | -0,4232 | 0,4059 | 0,1894 | 1,8965 | -0,4232 | 0,4059 | 0,1894 | 1,8965 |
| REMY COINTREAU | -1,9250 | 0,0691 | 0,2625 | 2,0777 | -2,8470 | 0,0131 | 0,2845 | 2,1941 | -0,4949 | 0,4355 | 0,2644 | 1,9140 | -0,4949 | 0,4355 | 0,2644 | 1,9140 |
| REXEL | -0,7570 | 0,3633 | 0,4246 | 2,2666 | -1,4974 | 0,0724 | 0,4821 | 2,3373 | 0,1240 | 0,8086 | 0,3922 | 2,2170 | 0,1240 | 0,8086 | 0,3922 | 2,2170 |
| ROBERTET | -1,9946 | 0,0438 | 0,1509 | 2,3980 | -3,1544 | 0,0057 | 0,1620 | 1,9949 | -0,4155 | 0,4640 | 0,1741 | 2,6288 | -0,4155 | 0,4640 | 0,1741 | 2,6288 |
| SAFRAN | -2,3197 | 0,0547 | 0,3574 | 1,3625 | -1,7891 | 0,0507 | 0,3705 | 1,8255 | -1,0975 | 0,1752 | 0,3861 | 1,2789 | -1,0975 | 0,1752 | 0,3861 | 1,2789 |
| SAINTE GOBAIN | -1,6753 | 0,0523 | 0,4539 | 2,1411 | -2,7294 | 0,0003 | 0,6159 | 2,0253 | -0,1534 | 0,7882 | 0,3887 | 2,2260 | -0,1534 | 0,7882 | 0,3887 | 2,2260 |
| SANOFI-AVENTIS | -1,4224 | 0,0959 | 0,1405 | 2,3092 | -1,1692 | 0,3027 | 0,1694 | 2,3613 | -0,1912 | 0,6522 | 0,1173 | 1,8513 | -0,1912 | 0,6522 | 0,1173 | 1,8513 |
| SCHNEIDER ELTE, | -2,1926 | 0,0120 | 0,4642 | 2,2472 | -3,4648 | 0,0006 | 0,5976 | 2,0518 | -0,1925 | 0,6939 | 0,3673 | 2,3624 | -0,1925 | 0,6939 | 0,3673 | 2,3624 |
| SEB | -2,0247 | 0,0769 | 0,1668 | 1,9308 | -2,6578 | 0,0270 | 0,3920 | 1,9330 | -0,8367 | 0,2145 | 0,0655 | 1,9026 | -0,8367 | 0,2145 | 0,0655 | 1,9026 |
| SILIC | -1,6331 | 0,0037 | 0,1813 | 2,1077 | -2,5378 | 0,0006 | 0,2824 | 2,2401 | -0,0646 | 0,8166 | 0,1185 | 2,1141 | -0,0646 | 0,8166 | 0,1185 | 2,1141 |
| SKIS ROSSIGNOL | -2,5134 | 0,0130 | 0,0982 | 2,0221 | -3,4906 | 0,0106 | 0,1174 | 1,7261 | -0,3077 | 0,5383 | 0,0970 | 2,3784 | -0,3077 | 0,5383 | 0,0970 | 2,3784 |
| SODEXHO ALLIANCE | -1,4517 | 0,1422 | 0,2586 | 2,3164 | -1,6621 | 0,0894 | 0,1985 | 2,2180 | -0,4595 | 0,4490 | 0,2917 | 2,1429 | -0,4595 | 0,4490 | 0,2917 | 2,1429 |
| SOPRA GROUP | -1,4341 | 0,3795 | 0,3463 | 2,1910 | 0,3056 | 0,8529 | 0,2288 | 1,8969 | -1,2708 | 0,1952 | 0,4358 | 2,2223 | -1,2708 | 0,1952 | 0,4358 | 2,2223 |
| SR TELEPERFORMANCE | -1,9217 | 0,1061 | 0,3806 | 2,4539 | -1,7431 | 0,2021 | 0,1491 | 2,4673 | -0,7438 | 0,2416 | 0,5573 | 2,3442 | -0,7438 | 0,2416 | 0,5573 | 2,3442 |
| SUEZ | -2,4564 | 0,0017 | 0,4234 | 2,1787 | -4,0456 | 0,0000 | 0,5942 | 2,3855 | 0,4317 | 0,3365 | 0,3570 | 2,0515 | 0,4317 | 0,3365 | 0,3570 | 2,0515 |
| SYNERGIE | -1,5087 | 0,3594 | 0,1567 | 2,0555 | -2,6192 | 0,2268 | 0,0877 | 1,9650 | -0,0415 | 0,9604 | 0,2325 | 2,1112 | -0,0415 | 0,9604 | 0,2325 | 2,1112 |
| TAITTINGER | -0,1251 | 0,9027 | 0,0860 | 2,2504 | -1,4417 | 0,3172 | 0,1344 | 2,2174 | 0,6901 | 0,1327 | 0,0911 | 2,1467 | 0,6901 | 0,1327 | 0,0911 | 2,1467 |
| THALES | -1,8609 | 0,0383 | 0,3523 | 2,0446 | -2,5963 | 0,0057 | 0,5280 | 1,9673 | -0,0474 | 0,9298 | 0,2503 | 2,0389 | -0,0474 | 0,9298 | 0,2503 | 2,0389 |
| THERMADOR GPE, | 0,1984 | 0,7995 | 0,0682 | 1,9834 | -0,3132 | 0,7709 | 0,1908 | 2,0964 | 0,2018 | 0,5555 | 0,0106 | 1,9469 | 0,2018 | 0,5555 | 0,0106 | 1,9469 |
| TOTAL | -2,6847 | 0,0001 | 0,2953 | 2,4567 | -2,3952 | 0,0148 | 0,2429 | 2,3380 | -1,1058 | 0,0009 | 0,3803 | 2,4534 | -1,1058 | 0,0009 | 0,3803 | 2,4534 |
| UNILOG | -2,9297 | 0,0201 | 0,4633 | 2,1402 | -1,7605 | 0,2024 | 0,3283 | 2,2920 | -1,6720 | 0,0212 | 0,5581 | 2,0920 | -1,6720 | 0,0212 | 0,5581 | 2,0920 |
| VALEO | -1,9222 | 0,0502 | 0,3990 | 2,1938 | -1,9064 | 0,0399 | 0,4863 | 2,0855 | -0,9303 | 0,1395 | 0,3489 | 2,2160 | -0,9303 | 0,1395 | 0,3489 | 2,2160 |
| VALLOUREC | -3,9719 | 0,0003 | 0,3031 | 1,8405 | -4,3498 | 0,0015 | 0,4390 | 1,7724 | -1,1801 | 0,0310 | 0,2197 | 2,1221 | -1,1801 | 0,0310 | 0,2197 | 2,1221 |
| VICAT | -0,0303 | 0,9704 | 0,0858 | 2,4293 | 0,2599 | 0,7992 | 0,0833 | 2,3048 | -0,5028 | 0,2517 | 0,1055 | 2,5372 | -0,5028 | 0,2517 | 0,1055 | 2,5372 |