

La sensibilité des entreprises exportatrices aux variations du taux de change et les déterminants de la couverture : le cas français.

Salma MEFTEH*

Cahier de recherche du CEREG n°2004-04.

Résumé

Cette étude examine la relation entre les variations du taux de change et les cours boursiers des entreprises exportatrices françaises. Les résultats empiriques montrent que 27% des entreprises présentent une sensibilité significative aux fluctuations de l'indice du taux de change sur la période de janvier 1996 à décembre 2001. Pour certaines, le marché enregistre avec un certain retard (1 à 2 mois) l'impact d'une fluctuation du taux de change sur leur valeur. Les résultats montrent également que l'exposition au risque de change est en moyenne moins élevée, en valeur absolue, sur la période de temps postérieure au passage à l'euro. Une analyse transversale des déterminants de la sensibilité au risque de change est aussi conduite. Le coefficient de la sensibilité estimé est relié 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. Les résultats montrent que le volume des ventes à l'étranger, la taille et le niveau de liquidité sont significativement corrélés à l'exposition de l'entreprise aux fluctuations de change.

*CEREG (CNRS UMR 7088), Université de Paris Dauphine, Place du Maréchal de Lattre de Tassigny 75775 Paris. e-mail : salma.mefteh@dauphine.fr. L'auteur tient à remercier les participants à la conférence de l'Association Française de Finance de Décembre 2002 pour leurs commentaires et suggestions.

Introduction

La relation entre les fluctuations du taux de change et les rentabilités des actions a fait l'objet de plusieurs études empiriques. Les premières études portant sur ce thème (Jorion (1990), Amihud (1993)) 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 des entreprises. Toutefois, 15 d'entre elles uniquement ont une variance de rendement significativement corrélée au taux de change sur la période d'étude.

Amihud (1993) teste l'hypothèse selon laquelle la valeur des entreprises exportatrices américaines est négativement reliée aux variations des taux de change des devises étrangères contre le dollar américain. Son échantillon est composé de 32 entreprises exportatrices entre 1982 et 1989. Les résultats montrent que les fluctuations de taux de change n'ont pas d'effet sur les valeurs des entreprises exportatrices.

Ce résultat paradoxal a conduit plusieurs auteurs à chercher l'explication de l'absence de significativité par des éléments non pris en compte dans les premières études tels que l'hétérogénéité des firmes (Bodnar et Gentry (1993)), l'effet retard (Bodnar et Bartov (1994)) ou encore la gestion du risque de change (Mahar et Huffman (2001)).

Certaines études se sont intéressées à l'impact du risque de change non pas au niveau des entreprises individuelles mais plutôt au niveau des secteurs d'activité. Bodnar et Gentry (1993) testent, en premier lieu, l'hypothèse de la variation de l'exposition au risque de change en fonction du secteur d'activité pour trois pays différents : le Canada, le Japon et les États Unis. Ils rapportent que 30% des secteurs d'activité dans les pays étudiés ont une sensibilité significative aux mouvements du taux de change. En second lieu, ils testent si la sensibilité au taux de change diffère selon le type de l'activité : importation ou exportation. Leurs résultats confirment les conclusions théoriques stipulant qu'une dépréciation (appréciation) de la monnaie nationale affecte négativement (positivement) les entreprises importatrices (exportatrices). Les résultats suggèrent aussi que l'impact des mouvements du taux de change sur les rendements de l'industrie est plus important au Canada et au Japon qu'aux États Unis.

Afin de justifier le faible nombre des coefficients de sensibilité significatifs, Bodnar et Bartov (1994) expliquent qu'il peut exister une certaine période de temps avant que les investisseurs ne prennent pleinement conscience des effets d'une fluctuation de taux de change sur les cours d'une entreprise effectuant des opérations à l'étranger. Leurs résultats montrent qu'il n'y a pas une corrélation significative entre le rendement de l'action et les mouvements du dollar de la même période ; en revanche, l'effet retard est significatif. En d'autres termes, les fluctuations du taux de change ont un impact significatif sur l'excédent de rentabilité des actions des périodes futures.

En utilisant un échantillon de 171 multinationales japonaises entre janvier 1979 et décembre 1993, les résultats de He et Ng (1998) révèlent qu'environ 25% des entreprises étudiées connaissent économiquement une sensibilité significative au taux de change. Contrairement aux études américaines, leurs résultats montrent également que les taux de change retardés n'ont pas un pouvoir explicatif des cours des actions.

Les entreprises peuvent couvrir leur exposition au taux de change entraînant ainsi une corrélation nulle entre le prix des actions et ce dernier. Cependant, peu d'entreprises révèlent leur position de couverture. Ceci constitue un problème mentionné par la majorité des études empiriques traitant du sujet. Mahar et Huffman (2001) testent l'hypothèse portant sur la relation entre les rendements mensuels anormaux des actions et les fluctuations mensuelles de l'indice du taux de change en rapport avec l'utilisation des produits dérivés de taux de change. Ils montrent que l'effet retard est surtout observé chez les entreprises qui utilisent peu de dérivés et que la sensibilité aux mouvements du taux de change diminue avec l'utilisation des instruments dérivés.

Il est facile de conclure à partir de la synthèse des études précédentes que la relation entre la valeur de l'entreprise et les fluctuations du change est ambiguë. Le travail de recherche présenté ici prolonge les précédentes études empiriques effectuées. Son objectif est d'analyser le cas des entreprises exportatrices françaises. En effet, le cas européen sollicite une attention particulière surtout après le passage à l'euro. Certainement, depuis cet événement, le risque de change a disparu dans la zone européenne entre les pays membres. Il persiste, par contre, vis-à-vis les autres

pays hors de la dite zone. Il est donc intéressant d'étudier la sensibilité au risque de change sur la période du passage à l'euro. En examinant le cas des entreprises françaises dont le montant des exportations excède 10% du chiffre d'affaires hors taxe, cette étude montre que 27% d'entre elles sont significativement exposées au risque de change et que l'exposition est en moyenne moins élevée, en valeur absolue, sur la période de temps postérieure au passage à l'euro.

La deuxième partie de l'article examine les déterminants de la sensibilité au risque de change (analysé dans la première partie). Il est intéressant de déterminer les caractéristiques financières et économiques de l'entreprise qui peuvent justifier leur degré d'exposition au risque de change. Ces caractéristiques se rapportent aux déterminants de la gestion des risques tels que décrits dans plusieurs articles théoriques et empiriques. À titre d'exemple, nous pouvons citer les études de Stulz (1984), Smith et Stulz (1985), Myers et Smith (1987) et Froot, Scharfstein et Stein (1993). Les résultats de nos tests montrent que le volume des ventes à l'étranger, la taille et le niveau de liquidité sont significativement corrélés à l'exposition de l'entreprise aux fluctuations de change.

Cet article s'organise comme suit. La première section s'intéresse à la relation entre les fluctuations du taux de change et les rendements des actions des entreprises exportatrices françaises. La description des données et les résultats empiriques sont contenus dans la même section. La deuxième section examine les déterminants de la sensibilité aux variations de taux de change. Enfin, la troisième section conclut l'article.

1 La sensibilité au risque de change des entreprises exportatrices françaises

1.1 La méthodologie et l'échantillon de l'étude

En utilisant un échantillon d'entreprises exportatrices françaises, l'hypothèse suivante sera testée :

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 commence par présenter la méthode adoptée pour mesurer la sensibilité au taux de change et ainsi tester l'hypothèse, et décrit ensuite l'échantillon d'étude et les variables de mesure.

1.1.1 La mesure de la sensibilité aux fluctuations du taux de change

Adler et Dumas (1984) considèrent que l'exposition économique au risque de change peut être mesurée en utilisant une régression simple dont la variable expliquée est la valeur de la société et la variable explicative est la variation du taux de change. Mais, puisque la valeur de la société doit être reflétée dans le prix de ses actions, la régression peut être estimée en utilisant le prix de l'action de la société comme variable dépendante. En supposant que les variations des prix des actions et du taux de change sont approximativement non anticipées, l'exposition peut donc être obtenue en estimant l'équation suivante :

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

R_{it} est le taux de rendement de l'action de la i ème société. R_{xt} est le taux de rendement de l'indice du taux de change. β_{i0} est un terme constant.

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

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

R_{mt} est le taux de rendement du portefeuille du marché. ϵ_{it} est un terme d'erreur. Comme dans le modèle du marché, où le coefficient du portefeuille du marché (l'équivalent du β_{im}) mesure le risque de l'action de l'entreprise dû aux mouvements de l'indice du marché, β_{ix} mesure la sensibilité propre du rendement de l'action aux changements non anticipés des taux de change. Plus précisément, β_{ix} mesure la sensibilité au taux de change indépendamment de l'exposition du marché dans son ensemble.

Le choix du portefeuille de marché

Le portefeuille de marché doit représenter le risque systématique sur le marché. Toutefois, dans cette étude, il doit représenter tout le risque de marché autre que le risque dû aux fluctuations du taux de change. En d'autres termes, l'indice de marché doit être couvert contre le risque de change. Le choix de l'indice de marché dépend de l'hypothèse faite sur les marchés financiers : segmentation ou intégration. Si l'hypothèse de segmentation des marchés est retenue, alors c'est le portefeuille de marché national qui est retenu. En revanche, si c'est l'hypothèse d'intégration des marchés financiers qui est retenue alors l'indice de marché est celui du marché mondial. La présente étude porte sur des entreprises françaises. Pour cette raison, il n'est pas possible de retenir l'hypothèse de segmentation des marchés parce que le marché français n'est pas suffisamment large pour représenter l'économie mondiale. L'indice de marché sera donc représenté par un indice de marché mondial couvert contre le risque de change.

1.1.2 La sélection de l'échantillon et les variables explicatives de la régression

Le but étant de tester l'hypothèse d'une relation entre la rentabilité des actions et les fluctuations du taux de change pour des entreprises exportatrices françaises, la régression (2) sera donc étudiée sur deux périodes différentes. La première période se situe avant le passage à l'euro, c'est à dire avant le 1er janvier (date de démarrage des opérations de change en euro). Cette période sera estimée de janvier 1996 à décembre 1998. La seconde période est postérieure à l'événement et sera estimée de janvier 1999 à décembre 2001. Une comparaison des résultats permettra de mettre en évidence l'effet de l'adoption de l'euro sur la sensibilité aux fluctuations du taux de change de ces entreprises.

Sera décrite, dans ce qui suit, la sélection de l'échantillon des entreprises exportatrices. L'intérêt d'un tel échantillon est qu'il permet d'examiner les sources des différences transversales dans la sensibilité aux variations du taux de change. Ensuite, les variables explicatives utilisées pour estimer le modèle (2) seront discutées.

1.1.3 L'échantillon de l'étude

La sensibilité aux fluctuations au risque de change dépend du degré d'implication de l'entreprise dans des opérations à l'international. Pour cette raison, l'exposition des entreprises purement exportatrices est différente de celle des entreprises multinationales très diversifiées. De plus, d'après Adler et Dumas (1984), les fluctuations des taux de change ont un impact sur la valeur de toute entreprise présente dans l'économie quel que soit son degré d'implication à l'étranger. Pour ces raisons, cette étude s'intéresse à l'examen de la sensibilité aux mouvements de change d'un échantillon d'entreprises exportatrices. Louargant (1998) s'est intéressée à un échantillon de 54 entreprises françaises ayant un pourcentage d'exportation supérieur à 30% sur la période de 1982 à 1991.

La sélection des entreprises de l'échantillon s'est fondée sur l'information concernant leurs activités à l'étranger, mesurées par le ratio d'exportation. Ce ratio représente le montant des exportations de l'entreprise rapporté au chiffre d'affaires total hors taxe. Jorion (1990), He et Ng (1998) s'intéressent aux entreprises réalisant au moins 10% de leur chiffre d'affaires à l'exportation (ceci est dû au fait qu'aux États-Unis, les sociétés sont obligées de présenter une analyse géographique de leurs opérations à l'étranger dans le cas où elles présentent 10% des opérations totales).¹ Dans le but de comparer les résultats à ceux des études qui ont le plus marqué la littérature sur le sujet, le même critère d'échantillonnage est adopté pour les entreprises françaises cotées sur le marché boursier français (premier marché et second marché).²

Les données utilisées dans cette étude sont extraites de la base de données Worldscope. La sélection de l'échantillon s'est opérée selon les critères suivants :

- être cotée sur le premier ou le second marché de la bourse de Paris au 01/01/1996 (parce que la première analyse concerne la période s'étalant de janvier 1996 à décembre 1998)
- avoir un taux d'exportation minimum de 10% sur l'année du milieu de la période d'étude. Autrement dit, sont choisies les entreprises ayant un ratio d'exportation minimum de 10% au cours de l'année 1997.

¹Financial Accounting Standard n°14, Décembre 1976

²L'examen porte sur des groupes et non pas sur des entreprises individuelles (ce sont les comptes consolidés qui sont utilisés et non pas les comptes sociaux)

Les taux de rendements mensuels sont calculés à partir des cours mensuels fournis par Datastream par la formule $R_{ij} = \ln(\frac{P_j}{P_{j-1}})$ avec P_j et P_{j-1} sont respectivement le cours au mois j et le cours en mois (j-1).

Analyse descriptive de l'échantillon

272 entreprises ont satisfait aux deux critères de recherche de l'échantillon. Sont éliminées les sociétés holdings et les sociétés dont l'objet est la prise de participation, la gestion des valeurs mobilières et l'administration des entreprises (codes NAF 652E et 741J). Ce type d'entreprises peut bénéficier d'une diversification naturelle des risques financiers. L'échantillon se réduit donc à 100 entreprises. Le tableau (1) présente une classification des entreprises suivant leur principal (primary) code SIC.³

TAB. 1 – Répartition des entreprises de l'échantillon suivant leur appartenance aux secteurs d'activité.

Industrie	Code Sic	nombre	Exportation Moyenne (1997)
Pétrole	13, 29	2	66.6%
Biens de consommation durable	25, 30, 36, 37, 50, 55, 57	22	57.45%
Industrie de Base	10, 12, 14, 24, 26, 28, 33	13	58.28%
Agroalimentaire et Tabac	1, 2, 9, 20, 21, 54	12	45.40%
Bâtiments	15, 16, 17, 32, 52	8	40.84%
Biens d'équipement	34, 35, 38	18	54.75%
Transport	40, 41, 42, 44, 45, 47	3	44.87%
Utilités	46, 48, 49	2	58.35%
Textiles et négoce	22, 23, 31, 51, 53, 56, 59	11	40.60%
Services	72, 73, 75, 76, 80, 82, 87, 89	5	44.78%
Loisirs	27, 58, 70, 78, 79	4	42.62%
Total		100	

Comme il apparaît dans le tableau (1), les entreprises de l'échantillon appartiennent à 11 secteurs d'activité et elles sont plus concentrées dans l'industrie de

³Selon Campbell John, "Understanding risk and return", Journal of political Economy, 104, 1996, pp 298-345, la classification adoptée est la suivante : Pétrole (petroleum) (SIC 13, 29), biens de consommation durables (consumer durables) (SIC 25, 30, 36, 37, 50, 55, 57), industrie de base (basic industry) (SIC 10, 12, 14, 24, 26, 28, 33), agro-alimentaire et tabac (food and tobacco) (SIC 1, 2, 9, 20, 21, 54), bâtiment (construction) (SIC 15, 16, 17, 32, 52), biens d'équipement (capital goods) (SIC 34, 35, 38), transport (transportation) (SIC 40, 41, 42, 44, 45, 47), biens d'utilité publique (unregulated utilities) (SIC 46, 48), Textile et négoce (textiles and trade) (SIC 22, 23, 31, 51, 53, 56, 59), services (SIC 72, 73, 75, 76, 80, 82, 87, 89), et loisirs (leisure) (SIC 27, 58, 70, 78, 79).

biens de consommation durable. Les entreprises pétrolières exportent en moyenne sensiblement plus que les autres entreprises dans les autres industries. En examinant les taux d'exportation des entreprises de l'échantillon, il s'avère que 56% des firmes réalisent plus de 50% de leur chiffre d'affaires à l'étranger. Le tableau (2) présente la distribution des taux d'exportation des entreprises de l'échantillon. Il est facilement remarquable d'après ce tableau que le taux d'exportation a diminué en passant de l'année 1997 à 2000 (ceci est valable pour tous les quartiles de la distribution).

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

	minimum	q1	mediane	q3	maximum	moyenne
En 1997	10.08	23.43	54.2	73.49	99.86	51.04
En 2000	0	0	34.06	62.65	90.83	35.21

En examinant le niveau des exportations en 2000, il s'avère que 30% ont un taux d'exportation nul. Ces mêmes entreprises ont un taux d'exportation moyen en 1997 égal à 55.78%. Ceci confirme le fait que la notion de l'exportation a disparu dans la zone euro. Des entreprises qui sont fortement exportatrices avant 1999 ne le sont plus maintenant si leur exportation se concentrait totalement sur le marché européen.

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

La mesure de la sensibilité aux variations de change retenue dans cette étude est celle proposée par Adler et Dumas (1984). La sensibilité est mesurée empiriquement à partir d'un coefficient de régression des variations de la valeur réelle de l'entreprise sur les variations non anticipées des taux de change réels. Comme le préconisent plusieurs études (Jorion (1990), Bodnar et Gentry (1993), etc), 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 le mouvement du marché pouvant avoir un impact sur les rentabilités des actions. Ces études supposent que les marchés financiers sont segmentés et que les investisseurs préfèrent investir dans des actions nationales. Cependant, comme déjà avancé, cette étude fait l'hypothèse d'intégration du marché financier.

Pour expliquer la rentabilité des actions, deux facteurs économiques sont utilisés.

Le premier facteur représente le risque du marché mondial engendré par des facteurs autres que les fluctuations du taux de change ; le deuxième facteur représente le risque de change.

Adler et Dumas (1983) montrent que les rentabilités des actifs financiers sont expliquées par les fluctuations du portefeuille de marché mondial couvert contre le risque de change et les fluctuations du taux de change. Solnik (1974, 1996), Adler et Dumas (1983) et Black (1990) définissent le portefeuille mondial comme une moyenne pondérée des indices nationaux. Cependant Solnik (1998) considère que des indices comme FT World Index ou MSCI World Index peuvent être utilisés comme une approximation du portefeuille du marché mondial. Le portefeuille de marché mondial, dans cette étude, sera donc représenté par l'indice de MSCI parce qu'il est facilement observable dans la base de données Datasteam. Afin d'avoir un portefeuille mondial couvert contre le risque de change, la même méthode adoptée par Louargant (1998) est utilisée. Cette méthode consiste à prendre en compte non pas le portefeuille dans son intégralité mais les résidus de la régression du portefeuille de marché mondial 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). Comme dans Jorion (1990, 1991), Bodnar et Gentry (1993), Bartov et Bodnar (1994) et He et Ng (1998), un indice de change est utilisé pour représenter le risque de taux de change. Il s'agit d'une mesure de la valeur d'une devise (ici le franc ou l'euro) contre un panier d'autres devises relativement à une date de base. 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 a des relations commerciales. Les pondérations retenues étant celles utilisées pour le modèle de taux de change du Fonds Monétaire International. Deux indices de taux de change sont utilisés. Le premier est valable sur la première période. Il représente le prix en franc d'une unité de devise étrangère. Le second, valable sur la deuxième période, représente le prix en euro d'une unité de devise étrangère. Les valeurs de ces indices sont fournies par Datastream, ce qui permet de calculer les rentabilités correspondantes.

Le modèle à estimer est le suivant :

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

où R_{it} représente la rentabilité de l'entreprise i , R_{xt} est la rentabilité de l'indice de taux de change et E_{mt}^c est la rentabilité du portefeuille de marché mondial couvert contre le risque de change. Cette variable est obtenue en régressant les rentabilités du portefeuille de marché mondial sur celles de l'indice du taux de change.

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

$$R(MSCI)_t = \lambda + \delta R_{xt} + E_{mt}^c$$

avec $R(MSCI)_t$, le rendement du portefeuille de marché mondial du mois t . λ est un terme constant.

1.2 L'estimation de la sensibilité aux fluctuations de change

1.2.1 Les résultats de l'estimation du modèle (3)

Le modèle (3) est estimé en utilisant les rentabilités des actions de l'échantillon formé par des entreprises cotées sur le marché boursier français et dont le taux d'exportation est de 10% minimum sur l'année 1997. La régression (3) est estimée tout d'abord sur la période de janvier 1996 à décembre 2001 puis sur chacune des deux sous-périodes : de janvier 1996 à décembre 1998 et de janvier 1999 à décembre 2001. L'estimation est réalisée entreprise par entreprise, et non sur des portefeuilles d'entreprises, afin d'éviter la diversification et la perte d'informations sur la sensibilité d'une entreprise particulière. Pour chaque entreprise individuelle, l'estimation est faite par la méthode des moindres carrés ordinaires⁴. Les tests de Durbin Watson et de White sont utilisés pour analyser respectivement l'autocorrélation et l'hétéroscédasticité des résidus. Dans le cas où les résidus ne sont pas homoscedastiques, l'estimation est faite par les moindres carrés généralisés avec correction de l'hété-

⁴Le test de Farrar et Glauber a montré l'absence du problème de multicollinéarité entre les variables dépendantes.

roscedasticité par la méthode de White.⁵

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

mois : année	Min	q1	median	q3	Max	moyenne
01 :1996-12 :2001	-7.48	-3.08	-2.13	-0.52	10.72	-1.70
01 :1996-12 :1998	-11.75	-5.17	-3.14	-1.2	2.32	-3.23
01 :1999-12 :2001	-4.17	-1.12	-0.34	0.23	5.90	-0.37

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

Le tableau (3) présente la distribution transversale des $\hat{\beta}_{ix}$ des 100 entreprises, comme définis dans la régression (3) pour toute la période et pour les deux sous-périodes. Il reporte les quartiles et la moyenne des valeurs de $\hat{\beta}_{ix}$.

En examinant ces résultats, il apparaît que les fluctuations du taux de change n'affectent pas de la même façon les valeurs des entreprises. Ce résultat semble logique puisque les entreprises appartiennent à des secteurs d'activité variés, adoptent des politiques différentes et gèrent différemment leur expositions.

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

mois : année	indice du change	à 10%	à 5%	à 1%
01 : 1996-12 : 2001	indice du franc	27	16	5
01 : 1996-12 : 1998	indice du franc	41	31	17
01 : 1999-12 : 2001	indice de l'euro	20	17	5

Le tableau (4) présente le nombre de coefficients d'exposition statistiquement significatifs pour chaque période de l'étude. Il est clair que 27% des entreprises présentent une sensibilité significative aux fluctuations de l'indice de change. Ce pourcentage est inférieur à celui rapporté par Lourgant (1998) et qui est de 50%. Le pourcentage des entreprises significativement exposées au taux de change est de 40% sur la période de janvier 1996 à décembre 1998 et de 20% sur la période de janvier 1999 à décembre 2001. Ces taux sont en moyenne supérieurs à ceux reportés par d'autres études. En effet, Jorion (1990) trouve que seulement 15 parmi 278 (soit 5.39%) entreprises ayant un taux d'exportation minimum de 10% sur la période

⁵Le test de Durbin et Weston prouve que les résidus ne sont pas autocorrélés.

de janvier 1971 à décembre 1987 ont des coefficients d'exposition significatifs. En utilisant des données relatives à un échantillon d'entreprises américaines fortement exportatrices (32 entreprises) sur la période 1979 au 1988, Amihud (1994) ne trouve pas une relation significative entre les fluctuations du taux de change et les rentabilités des actions. Bartov et Bodnar (1994) montrent qu'il n'y a pas de corrélation entre les rendements anormaux de 208 entreprises ayant des affaires à l'étranger et les fluctuations du dollar sur la période 1978 à 1990. He et Ng (1998) trouvent qu'environ 25% d'un échantillon de 171 entreprises japonaises ayant un ratio d'exportation minimum de 10% sur la période 1979 à 1993 est exposé positivement et significativement aux fluctuations du yen.

Concernant l'effet du passage à l'euro sur le niveau d'exposition, il est possible de l'examiner à travers deux points. En premier lieu, le nombre des $\widehat{\beta}_{ix}$ significatifs, c'est-à-dire le nombre d'entreprises exposées significativement au risque de change, diminue en passant de la première période à la deuxième période. Ceci peut révéler le fait que l'exposition est réduite suite au passage à l'euro. Ce résultat est logique puisque, dans la zone euro, le risque de change est nul entre les pays membres. En second lieu, l'exposition moyenne est plus élevée, en valeur absolue, sur la période 1 que sur la période 2. Ceci est vérifié pour les différents quartiles (min, q1, médiane, q3) sauf le max. L'amplitude de l'exposition est moins importante après le passage à l'euro. Le test T pour échantillons indépendants est utilisé pour tester si la moyenne d'exposition est significativement supérieure sur la première période que par rapport à la seconde période. La t-statistique obtenue est égale à -9.054 ; ce qui signifie que la moyenne d'exposition (-3.23 sur la période 1) est significativement différente et supérieure en valeur absolue à la moyenne de l'exposition (-0.37) après le passage à l'euro.

1.2.2 L'effet retard des fluctuations du taux de change

Il peut s'écouler un certain 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. En d'autres termes, il peut exister un décalage temporel entre la survenance d'une fluctuation des taux de change et ses effets sur la valeur de marché d'une entreprise. Bartov et Bodnar (1994) proposent ainsi la prise en

compte des changements retardés des taux de change en plus des effets contemporains lors de l'étude de la relation entre la rentabilité des actions et la variation du taux de change. Pour ce faire, les rentabilités passées des taux de change doivent être intégrées dans la mesure de l'exposition, c'est-à-dire dans la régression (3). Le modèle devient :

$$R_{it} = \beta_{i0} + \beta_{im}R_{mt} + \beta_{ix1}R_{xt} + \sum_{j=1}^n \beta_{ix(-j)}R_{x(t-j)} + \mu_{it} \quad i = 1 \dots N \quad (4)$$

où n retards des variations mensuels du taux de change est ajouté. R_{xt-j} est le taux de rendement de l'indice du taux de change j mois passés.

Vu qu'il n'est pas possible de déterminer la période de retard qu'il faut retenir, un nombre de retard de deux mois est arbitrairement choisi. L'hypothèse de relation retardée sera donc testée en considérant deux mois de retard. La régression (4) est estimée pour le même échantillon sur la période de janvier 1996 à décembre 2001 et puis sur les deux sous-périodes.

TAB. 5 – Expositions nominales contemporaines et retardées (1 retard)

	Nombre d'entreprises significativement exposées					
	01 :1996-12 :2001		01 :1996-12 :1998		01 :1998-12 :2001	
Retards	0	1	0	1	0	1
10%	31	13	31	11	12	16
5%	16	8	25	4	7	7
1%	6	2	15	2	3	2

Les tableaux (5) et (6) présentent le nombre des coefficients d'exposition significatifs en considérant respectivement un seul retard et deux retards. A partir de ces tableaux, 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. En effet, les résultats montrent que 13% des entreprises connaissent un effet retard significatif d'un mois. De plus, 24% des entreprises sont significativement exposées aux fluctuations du taux de change de deux mois passés. La proposition de Bartov et Bodnar (1994) est donc confirmée. He et Ng (1998) reportent que seulement 6 parmi 171 entreprises ont des coefficients d'exposition significatifs aux mouvements de taux de change avec un mois de retard. Cependant, 25% de l'échantillon est significativement exposé aux fluctuations contemporaines de l'indice de

change. Nydhal (2000) montre aussi que l'effet retard n'est pas significatif pour le cas d'entreprises suédoises.

TAB. 6 – Expositions nominales contemporaines et retardées (2 retards)

	Nombre d'entreprises significativement exposées								
	01 :1996-12 :2001			01 :1996-12 :1998			01 :1998-12 :2001		
Retards	0	1	2	0	1	2	0	1	2
10%	27	12	24	48	10	31	12	13	9
5%	18	6	11	36	6	23	8	9	4
1%	6	3	3	24	2	12	3	2	2

2 Les déterminants de la sensibilité aux fluctuations de change

Les résultats des tests présentés dans la section 1 permettent de conclure que le degré d'exposition au risque de change varie d'une entreprise à une autre. Afin d'expliquer ces différences, nous allons procéder à une analyse des déterminants potentiels de cette exposition.

Jorion (1990) relie l'exposition au risque de taux de change au niveau des affaires à l'étranger mesuré par le ratio d'exportation. Les résultats confirment l'hypothèse que l'exposition est positivement reliée au ratio de ventes à l'étranger. D'autres études ont essayé d'expliquer l'exposition au taux de change par le niveau d'exportation et l'utilisation des dérivés de taux de change. Chow et al. (1997) testent un modèle pour 213 multinationales américaines. Ils constatent que les différences transversales dans l'exposition au risque de change sont significativement corrélées à la taille de la firme. Mais, contrairement à Jorion (1990), ils trouvent une relation non significative entre le niveau d'exposition au risque de change et le taux d'exportation. Ils concluent que les entreprises réussissent à la couverture des variations du taux de change de court terme. Allayannis et Ofek (2001) expliquent l'exposition au risque de change par le niveau de l'exportation et l'utilisation des dérivés de taux de change représentée par le ratio de la valeur des dérivés sur la valeur comptable du total des actifs. Leurs résultats montrent que les deux variables ont un impact significatif sur l'exposition estimée.

En ce qui concerne le cas français, les informations sur l'utilisation des produits dérivés et les stratégies de couverture adoptées par les entreprises ne sont importantes ni en terme quantitatif ni en terme qualitatif, surtout sur la période d'étude considérée. De plus, l'utilisation des dérivés n'est qu'un moyen alternatif de la gestion des risques. En effet, pour gérer les risques, il est possible de s'engager dans des programmes de couverture, mais il est également possible d'avoir recours à des programmes de réduction des risques. Deux exemples peuvent éclaircir cette idée. Premièrement, la probabilité de détresse financière peut être réduite par des activités de couverture limitant la volatilité des cash flows, mais elle peut être également réduite en gérant la dette, comme en réduisant la dette ou en émettant des obligations convertibles au gré de l'émetteur. Deuxièmement, une entreprise exposée au risque de change peut par exemple gérer son risque à travers l'adaptation de son activité de production. Elle peut choisir d'autres fournisseurs et d'autres marchés en fonction de l'évolution du taux de change. Pour ces deux raisons, un test sera effectué afin de vérifier si l'exposition au risque de change estimée dans la section précédente peut être expliquée par des variables représentant les déterminants de la gestion des risques en général et par l'importance de l'activité à l'étranger mesurée par le ratio d'exportation. He et Ng (1998) utilisent cette méthode pour expliquer l'exposition d'un échantillon d'entreprises japonaises sur la période de 1979 à 1993. L'étude des déterminants est fondée sur les résultats de l'estimation de l'exposition obtenus à partir du modèle (3). Cette mesure définit l'exposition comme le coefficient de sensibilité issu de la régression de la valeur de l'entreprise sur la rentabilité de l'indice de marché mondial couvert contre le risque de change et la rentabilité de l'indice du taux de change.

La sous-section qui suit présente une brève présentation des déterminants de la gestion des risques financiers. Elle discute les hypothèses qui seront testées et les variables de mesure utilisées. Le choix de ces variables est fait sous la contrainte de la disponibilité des données pour le cas du marché français.

2.1 Les déterminants de l'exposition et les variables de mesure

Comme il a été avancé, les expositions au risque de change seront reliées aux variables relatives à l'importance des activités à l'étranger et aux caractéristiques financières des entreprises qui sont censées représenter les déterminants théoriques de la gestion des risques financiers.

A. Le taux d'exportation

Les études existantes montrent que l'exposition au risque de change est significativement reliée au niveau des opérations à l'étranger. Jorion (1990) trouve que l'exposition est positivement corrélée au ratio d'exportation. Théoriquement, plus l'entreprise exporte, plus elle est exposée aux fluctuations du taux de change.

Hypothèse 1 : il existe une relation positive entre le taux d'exportation d'une entreprise et son exposition aux fluctuations du taux de change.

L'importance des activités à l'étranger est représentée par la moyenne sur 3 ans du ratio d'exportation de l'entreprise noté par EXP_m (= ventes à l'étranger/chiffre d'affaires total hors taxe). La relation entre l'exposition au risque de change et le ratio EXP_m serait donc positive.⁶

B. Les variables relatives aux déterminants de la couverture

Les recherches théoriques et empiriques sur la gestion des risques financiers montrent que cette activité permet de réduire les coûts de la détresse financière et les coûts du financement externe, de coordonner les décisions financières et de résoudre le problème d'agence de la dette (nous citons notamment les études de Smith et Stulz (1985), Nance et al. (1993), Stulz (1994), Smith (1995), etc). Ci-dessous seront présentés un bref rappel de ces déterminants et une description des variables de mesure utilisées pour le test.

⁶Certainement, le degré d'implication à l'étranger est également affecté par le taux d'importation de l'étranger et non seulement par le pourcentage d'exportation. Toutefois, des informations relatives aux importations annuels de chaque entreprise ne sont pas disponibles pour la majorité des entreprises de l'échantillon.

a. Les coûts de la détresse financière

Ces coûts sont principalement élevés dans les entreprises qui ont des probabilités de défaillance financière élevées ou des dettes importantes. Le problème de détresse financière peut être contourné soit en réduisant la volatilité, soit en réduisant les obligations de dettes. Dans ce contexte, la couverture et le choix de structures du capital peuvent être substitués. La couverture peut réduire la probabilité de faillite de l'entreprise et les coûts de la détresse financière. Par conséquent, les entreprises qui anticipent des primes de risque élevées sont plus motivées à couvrir leurs risques pour réduire les coûts de la détresse financière et augmenter la valeur nette de la firme. De ce fait, les entreprises fortement endettées auront tendance à couvrir leurs risques financiers de manière à limiter leur risque de faillite. En limitant ces risques elles couvrent indirectement leur exposition qui serait ainsi moins importante.

Hypothèse 2 : il existe une relation négative entre l'endettement d'une entreprise et son exposition aux fluctuations du risque de change.

La variable endettement est mesurée par une moyenne sur 3 ans du rapport entre la valeur comptable des dettes à long terme et la valeur comptable du total actif. Cette variable sera notée par $LEVIER_m$. Les entreprises dont le levier est élevé sont plus exposées au risque de détresse financière et elles ont donc une tendance à entreprendre des activités de couverture. Par conséquent, plus les entreprises sont endettées, plus elles couvrent leur risque (de change) et donc leur exposition au risque de change est moins importante. La relation prévue entre l'exposition au risque de change et le ratio $LEVIER_m$ serait donc négative.

b. Les coûts du financement externe et les options de croissance

La théorie implique que le sous-investissement est plus sévère pour les firmes disposant des opportunités d'investissement. Ce genre d'entreprises seront amenées à se couvrir contre les risques financiers pour éviter le problème du sous-investissement. En limitant ces risques, elles couvrent indirectement leur exposition qui serait donc moins importante.

Hypothèse 3 : il existe une relation négative entre les opportunités de croissance d'une entreprise et son exposition au risque de change.

Les opportunités de croissance sont mesurées par le ratio moyen sur trois ans de la valeur de marché sur la valeur comptable de l'entreprise, noté par MB_m . La valeur comptable de l'entreprise est définie par la valeur comptable du total actif. La valeur de marché de l'entreprise est égale à la somme de la capitalisation et la valeur comptable des dettes (la valeur de marché des dettes n'étant pas disponible, elle est rapprochée par leur valeur comptable). Ce choix se justifie par le fait que le marché évalue l'entreprise par ses actifs en place et ses options de croissance. Puisque la valeur comptable de l'entreprise reflète les actifs en place, MB fournit une mesure relative des opportunités d'investissement de l'entreprise.

c. La couverture peut résoudre les coûts d'agence de la dette

Bessembinder (1991) suppose que l'entreprise fixe simultanément la politique de couverture et le niveau d'endettement avant de déterminer le niveau optimal de l'investissement. Il montre qu'en l'absence de couverture, l'entreprise peut sous-investir parce qu'une grande part de la valeur augmentée appartiendra aux créanciers (debtholders). Cependant, si l'entreprise peut s'engager dans un programme de couverture au moment de la décision de financement, le problème du sous-investissement est atténué parce que la valeur de la dette devient moins sensible aux décisions d'investissement. Pour ces raisons, si l'entreprise est endettée et dispose des opportunités d'investissement, elle sera motivée pour gérer ses risques financiers et atténuer le problème d'agence de la dette.

Un faible taux de dividende implique que les fonds soient disponibles pour rembourser les créanciers et, par conséquent, ceci peut réduire le problème d'agence de la dette. Si l'entreprise choisit de payer un dividende élevé, elle doit alors gérer ses risques financiers. Son exposition au risque de change sera faible.

Hypothèse 4 : il existe une relation négative entre la politique de dividende d'une entreprise et son exposition au risque de change économique.

La politique de dividende serait représentée par une moyenne sur trois ans du ratio rendement de dividende représenté par le rapport entre le dividende payé et le cours de l'action (DY_m)

d. Les substituts à la couverture des risques financiers

Nance et *al.* (1993) considèrent que la liquidité est souvent considérée comme un substitut à la couverture. Une entreprise qui n'a pas de contraintes de liquidités, ne sera pas motivée à couvrir ses risques financiers dans le but d'augmenter le niveau de liquidité. Leur exposition serait alors importante.

Hypothèse 5 : il existe une relation positive entre le niveau de liquidité d'une entreprise et son exposition au risque de change économique.

Pour quantifier la liquidité de l'entreprise, la moyenne sur trois ans du ratio "de liquidité immédiate" (*Quick ratio*) est utilisée. Ce ratio est égal à la somme des disponibilités, des placements à court terme et des produits à recevoir rapportée à la valeur comptable du total de dettes (liabilities). Plus ce ratio est élevé, moins l'entreprise a de contraintes de liquidité et moins elle sera incitée à utiliser des instruments de couverture. La relation entre le ratio de liquidité immédiate moyen (notée $LIQUIDITE_m$ dans la suite de l'étude) serait positive.

e. La taille de l'entreprise

Si les grandes entreprises se couvrent plus que les petites, il s'ensuit que le degré d'exposition au risque de change devrait diminuer avec la taille de l'entreprise, selon le sens de l'exposition. Chow et *al.* (1997) montrent que les grandes entreprises sont moins exposées aux effets des fluctuations des taux de change à long terme que les petites entreprises.

Hypothèse 6 : il existe une relation négative entre la taille d'une entreprise et son exposition au risque de change.

La taille de la firme ($TAILLE_m$) sera mesurée par la moyenne sur trois ans du

logarithme du total actif.

Le tableau (7) présente une récapitulation des hypothèses de l'étude et des variables utilisées pour l'explication de l'exposition estimée dans la partie précédente et du signe prévu du coefficient de ces variables.

TAB. 7 – Les hypothèses de l'étude et les variables approximatives

Hypothèses	Variable approximative (proxy)	Notation	signe prévu
Hypothèse 1 : il existe une relation positive entre le taux d'exportation d'une entreprise et son exposition au risque de change	La moyenne sur trois ans du ratio des exportations	EXP_m	+
Hypothèse 2 : il existe une relation négative entre l'endettement d'une entreprise et son exposition au risque de change	La moyenne sur trois ans du ratio des dettes à long terme sur total actif	$LEVIER_m$	-
Hypothèse 3 : il existe une relation négative entre les opportunités de croissance d'une entreprise et son exposition au risque de change	La moyenne sur trois ans du ratio valeur de marché sur valeur comptable	MB_m	-
Hypothèse 4 : il existe une relation négative entre la politique de dividende d'une entreprise et son exposition au risque de change	La moyenne sur trois ans du ratio dividende payé sur cours de l'action	DY_m	-
Hypothèse 5 : il existe une relation positive entre le niveau de liquidité d'une entreprise et son exposition au risque de change	La moyenne sur trois ans du ratio de liquidité immédiate	$LIQUIDITE_m$	+
Hypothèse 6 : il existe une relation négative entre la taille de l'une entreprise et son exposition au risque de change	La moyenne sur trois ans du logarithme du total actif	$TAILLE_m$	-

2.2 Analyse statistique des déterminants

Comme avancé, notre but est de déterminer les principales variables qui expliquent les différences dans le degré d'exposition au risque de change des entreprises. Les variables explicatives sont celles discutées dans la sous-section précédente. Le tableau (8) présente les statistiques descriptives de ces variables.

TAB. 8 – Distribution statistique des différents proxies.

	01 :1996-12 :1998			01 :1999-12 :2001		
	min	q1	median	q3	max	Moyenne
EXP_m	10.08	23.432	54.2	73.495	99.86	51.044
$LEVIER_m$	17.523	19.579	20.702	22.325	26.883	21.164
MB_m	-0.756	0.0399	0.090	0.190	3.011	0.145
DY_m	-26.84	0.4975	1.55	3.3275	243.8	4.761
$LIQUIDITE_m$	-32.216	1.024	1.207	1.893	26.173	1.455
$TAILLE_m$	0.00011	0.123	0.340	0.815	2.140	0.55

Les caractéristiques des entreprises exposées au risque de change sur la période [1996-1998] sont examinées. La variable dépendante est le vecteur des coefficients d'exposition, $\hat{\beta}_{ix}$ estimés par l'équation (3) et qui marquent la sensibilité des rentabilités des actions aux fluctuations du taux de change. Le modèle à estimer s'écrit comme suit :

$$\begin{aligned} \hat{B}_{ix} = & a_0 + a_1 EXP_{mi} + a_2 TAILLE_{mi} + a_3 LEVIER_{mi} + a_4 MB_{mi} \\ & + a_5 LIQUIDITE_{mi} + a_6 DY_{mi} + \xi_i \end{aligned} \quad (5)$$

Toutefois, les entreprises ne sont pas exposées de la même façon aux fluctuations du taux de change. Pour cette raison, il est intéressant d'examiner si les variables indépendantes du modèle précédent ont un effet similaire sur les coefficients d'exposition positifs et négatifs. Comme dans le modèle de He et Ng (1998), cette hypothèse sera testée en introduisant une variable muette, D, dans l'équation (5). Cette variable est égale à 1, si l'exposition est positive (le

signe du β_{ix} est positif) et 0 si elle est négative.

$$\begin{aligned}
\hat{B}_{ix} = & a_0D + a_1EXP_{mi}D + a_2TAILLE_{mi}D + a_3LEVIER_{mi}D + a_4MB_{mi}D \\
& + a_5LIQUIDITE_{mi}D + a_6DY_{mi}D + a_{d0}(1 - D) + a_{d1}(1 - D)EXP_{mi} \\
& + a_{d2}(1 - D)TAILLE_{mi} + a_{d3}(1 - D)LEVIER_{mi} + a_{d4}MB_{mi}(1 - D) \\
& + a_{d5}LIQUIDITE_{mi}(1 - D) + a_{d6}DY_{mi}(1 - D) + \xi_i \quad (6)
\end{aligned}$$

La méthode d'estimation est celle des moindres carrés généralisés avec correction de l'hétéroscédasticité par la méthode de White. Le Tableau (9) présente les résultats de cette estimation.

Le panel A du tableau 9 présente les résultats du modèle (5) pour l'échantillon de 100 entreprises sur la période de 1996 à 1998. Les résultats montrent que les variables EXP_m , $TAILLE_m$ et $LIQUIDITE_m$ sont significativement reliées au coefficient de la sensibilité aux fluctuations du risque de change. Le pourcentage des ventes à l'étranger est un déterminant significatif de l'exposition. Toutefois, le signe du coefficient du facteur exportation est négatif contrairement à ce qui était attendu ; ce qui signifie que quand le pourcentage des ventes à l'étranger augmente, l'exposition au risque de change diminue. Une explication éventuelle de ce résultat est que ces entreprises importent beaucoup de l'étranger et l'importation soumet l'entreprise à une exposition inverse à celle causée par l'exportation. Par conséquent, si l'entreprise est fortement importatrice, sa sensibilité au risque de change baisse avec l'augmentation du ratio à l'exportation.

La variable TAILLE est significativement et négativement reliée à l'exposition au risque de change (conformément aux attentes). Il est clair que le facteur taille est un déterminant important de l'exposition. Les résultats montrent que si l'entreprise est de grande taille, elle est moins exposée au risque de change ; ce qui confirme l'hypothèse 6. Les études précédentes comme celles de Jorion

TAB. 9 – Les déterminants de l'exposition au risque de change

Panel A : Estimation du modèle (5)		
	coefficient	t-statistique
Constante	3.334765	1.251196
EXP_{mi}	-3.331835	-2.933446
$TAILLE_{mi}$	-0.269292	-2.205510
$LEVIER_{mi}$	0.005772	0.256619
MB_{mi}	-0.007720	-1.334905
$LIQUIDITE_{mi}$	0.356420	2.453682
DY_{mi}	-0.402040	-0.665160
R^2	0.2551	
R^2 ajusté	0.2071	
Durbin Watson	1.8801	
Panel B : Estimation du modèle (6)		
a_0	2.334266	0.890017
a_1	1.337249	2.166000
a_2	-0.053478	-0.500342
a_3	-0.017270	-0.828513
a_4	-0.036745	-3.069222
a_5	0.283129	3.174719
a_6	-0.618820	-1.065594
a_{d0}	0.596874	0.235390
a_{d1}	-4.138190	-4.735779
a_{d2}	-0.114158	-1.019502
a_{d3}	-0.006651	-0.326980
a_{d4}	-0.005584	-0.864476
a_{d5}	0.363772	2.696871
a_{d6}	-0.553420	-1.044857
R^2	0.5606	
R^2 ajusté	0.4942	
Durbin Watson	1.8221	

(1990) et de He et Ng (1998) dévoilent une relation positive entre la taille et l'exposition au risque de change. Ils expliquent ce résultat par le fait que les grandes entreprises sont plus impliquées dans les activités à l'étranger. Cependant, les résultats de cette étude suggèrent que les entreprises de grande taille ont davantage les moyens et la facilité de gérer les risques financiers; ce qui peut justifier une exposition faible au risque de change.

Les résultats du test confirment l'hypothèse 5 selon laquelle l'exposition au risque de change est une fonction croissante du niveau de la liquidité de l'entreprise. En effet, le coefficient de la variable $LIQUIDITE_m$ est significatif au taux de 1%; son signe est conforme aux attentes. Ceci suggère qu'une entreprise n'ayant pas de contraintes de liquidité ne sera pas très motivée pour couvrir ses risques financiers (ici le risque de change) dans le but d'augmenter le niveau de liquidité (Nance et *al.* (1993)).

Le panel B présente les résultats de l'estimation du modèle (6), qui examine séparément les déterminants d'une exposition positive et ceux d'une exposition négative. Les résultats montrent que le pourcentage des ventes à l'étranger et de la liquidité ont des effets significatifs aussi bien sur l'exposition positive que négative. Le facteur 'taux d'exportation' est positivement relié au coefficient d'exposition positif et négativement relié au coefficient négatif. Autrement dit, la sensibilité au risque de change est une fonction croissante du taux d'exportation pour le cas des entreprises exportatrices. En revanche, si l'entreprise est fortement importatrice, l'augmentation du ratio d'exportation entraînera la baisse de la sensibilité au risque de change (vu que l'exportation soumet une entreprise à une exposition inverse à celle causée par l'importation).

Quelque soit le signe de l'exposition, la liquidité a un coefficient significatif et positif. Ceci confirme une fois de plus les explications théoriques et empiriques stipulant que la liquidité peut être considérée comme un substitut à la couverture des risques financiers.

Le ratio valeur de marché sur valeur comptable, MB_m , a un effet significatif sur l'exposition positive. Son signe est négatif confirmant ainsi l'hypothèse 3

selon laquelle il existe une relation négative entre la politique d'investissement d'une entreprise et son exposition au risque de change.

3 Conclusion

Cet article examine, dans sa première partie, la relation entre les rendements des actions des entreprises exportatrices françaises et les fluctuations du taux de change. A partir d'un échantillon de 100 entreprises exportatrices françaises, ayant un pourcentage d'exportation supérieur ou égal à 10, l'étude montre que les variations du taux de change n'ont pas le même impact sur toutes les entreprises. Les résultats montrent aussi que 27% des entreprises présentent une sensibilité significative aux fluctuations de l'indice de change. Ce pourcentage est de 40% sur la période de janvier 1996 à décembre 1998 et de 20% sur la période de janvier 1999 à décembre 2001. Concernant l'effet du passage à la monnaie unique sur la sensibilité au risque de change, les résultats montrent que l'exposition est moins importante sur la période de janvier 1999 à décembre 2001 (période après le passage à l'euro). La troisième conclusion que nous pouvons tirer de la première partie de l'article est que dans certains cas, le marché enregistre avec un certain retard (1 à 2 mois) l'impact d'une fluctuation du taux de change sur la valeur d'une entreprise corroborant ainsi l'hypothèse de Bartov et Bodnar (1994).

La deuxième partie de l'article analyse les déterminants de l'exposition économique au risque de change. Les résultats montrent que le volume des activités à l'étranger a un effet significatif sur la sensibilité aux fluctuations du taux de change. D'un autre côté, les grandes entreprises sont moins exposées au risque de change. Ce résultat a été justifié par le fait que les grandes entreprises ont plus la facilité d'accéder aux marchés des instruments financiers pour couvrir leurs risques financiers. De plus, ces entreprises sont généralement plus diversifiées que les petites. Par ailleurs, sont moins exposées au risque de change, les entreprises dont le niveau de liquidité est important.

Bibliographie

1. Adler M. et Dumas B., "Exposure to currency risk : definition and measurement", *Financial management*, Summer 1984, p. 41-50
2. Allayannis G. et Weston J.P. "The use of Foreign currency Derivatives and firm value", *The review of Financial studies*, vol 14, n°1, Spring 2001, p. 243-271.
3. Allayannis G. et Ofek E., "Exchange rate exposure, hedging and the use of foreign currency derivatives", *Journal of International Money and Finance* 2001, p. 273-296.
4. 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, III.)
5. Bartov E. et Bodnar G.M., "Firm valuation, earnings expectation and the exchange rate exposure effect", *Journal of Finance*, 44, 1994, p. 1755-1785.
6. Bessembinder H., "Forward Contracts and firm value : investment incentive and contracting effects", *Journal of Financial and quantitative Analysis*, 26, 1991, p. 519-532.
7. Brown G.W., "Managing foreign exchange risk with derivatives", the university of North Carolina at Chapel Hill, working paper, May 2000
8. Chow E.H., Lee W.Y. et Solt M.E., "The exchange-Rate risk exposure of asset returns", *Journal of Business*, vol 70, n°1, 1997, p. 105-123.
9. Doherty N. A., "Creating value through managing corporate risk : insurance, financial products and financial strategies", *Assurances*, volume 68, n°3, 2000, p. 309-332.
10. Froot K.A., Scharfstein D.S. et Stein J.C., "Risk management : coordinating Corporate investment and financing Policies", *Journal of Finance*, n°5, December 1993, p. 1629-1657.

11. He J. et Ng L.K., "The foreign exchange exposure of Japanese multinational corporations", *Journal of Finance*, n°2, April 1998, p. 733-752.
12. Louragant C., "La sensibilité des entreprises françaises au taux de change", *Banques & Marchés*, n°32, janvier-février 1998, p. 21-29.
13. Nance D., Smith C. et Smithson C.W., "On the determinants of corporate Hedging", *Journal of Finance*, March 1993, p. 267-284.
14. Makar S.D. et Huffman S.P., "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, p. 421-437.
15. Mayers D. et Smith C.W., "Corporate insurance and the under-investment problem", *Journal of Risk and Insurance*, 54, 1987, p. 45-54.
16. Mian S.L., "Evidence on the corporate hedging policy", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1994, p. 419-439.
17. Smith C.W., "Corporate risk management : theory and practice", *The Journal of Derivatives*, Summer 1995, p. 21-30.
18. Smith C.W. et Stulz R.M., "The determinants of Firms' hedging Policies", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1985, p. 391-405.
19. Solnik B., "An equilibrium model of the international capital market", *Journal of Economic Theory*, Août 1974.
20. Solnik B., Boucelle C. et Le Fur Y. "International market correlation and volatility", *Financial Analysts Journal*, September-October 1996, p. 17-34.
21. Solnik B., "Global Asset Management", *The Journal of Portfolio Management*, Summer 1998, p. 43-51.
22. Stulz R., "Optimal hedging policies", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, June 1984, p. 127-139.