



L'exposition au risque de change des entreprises au Canada

Mémoire

Roxane Jomphe

Maîtrise en économique
Maître ès arts (M.A.)

Québec, Canada

© Roxane Jomphe, 2014

Résumé

À l'aide de données mensuelles, ce mémoire propose de quantifier la rémunération du risque de change au Canada entre 1990 et 2013. Si cette forme de risque est pertinente, le marché devrait offrir un taux de rendement ex-ante supérieur pour les entreprises y faisant face. À la suite d'une régression linéaire de l'espérance de rendement d'un actif sur un portefeuille de marché et sur les variations du taux de change bilatéral Canada-Etats-Unis, un coefficient significatif témoignera de l'influence du risque de change lors de l'évaluation des actifs financiers. En s'inspirant des travaux de Koutmos et Martin (2003) et de Muller et Verschoor (2006), nous testons la présence d'asymétrie dans l'exposition au risque de change des entreprises au Canada. L'impact de la taille de l'entreprise ainsi que du secteur d'activité dans lequel elle évolue est également mesuré. Nous trouvons une exposition modérée, entre 10 et 20% des firmes de l'échantillon, aux fluctuations du taux de change. Cette exposition est plus prononcée lors de la deuxième moitié de l'échantillon (2002 :1-2013 :8).

Table des matières

Résumé	iii
Table des matières	v
Liste des tableaux	vii
Liste des figures	ix
Avant-propos	xiii
Introduction	1
1 Revue de la littérature	3
2 Méthodologie	7
2.1 Évaluation des actifs financiers	7
2.2 Modèle avec taux de change	8
2.3 Asymétrie du risque de change	9
2.4 Présence d'un risque de change	10
2.5 Les déterminants du risque de change	13
3 Données	15
4 Résultats empiriques	21
4.1 Risque de change (1990 :2-2013 :8)	21
4.2 Analyse sectorielle du risque de change (1990 :2-2013 :8)	28
4.3 Taille de l'entreprise (1990 :2-2013 :8)	33
Conclusion	39
Bibliographie	41
A Statistiques descriptives du rendement du marché et du changement du taux de change (1990 :2-2013 :8)	43
B Exposition au risque de change des entreprises selon le secteur d'activité (1990 :2-2001 :12)	45
C Exposition au risque de change des entreprises selon la taille du portefeuille (1990 :2-2001 :12) (i)	47

D	Exposition au risque de change des entreprises selon la taille du portefeuille (1990 :2-2001 :12) (ii)	49
E	Exposition au risque de change des entreprises selon la taille du portefeuille (2002 :1-2013 :8)	51

Liste des tableaux

3.1	Statistiques descriptives des taux de rendement équipondérés (1990 :2-2013 :8) . . .	16
3.2	Rendement du marché et changement du taux de change en valeur absolue (1990 :2-2013 :8)	17
3.3	Statistiques descriptives selon la taille du portefeuille (1990 :2-2013 :8)	19
4.1	Sensibilité au risque de change des entreprises (1990 :2-2013 :8)	22
4.2	Sensibilité au risque de change des entreprises (1990 :2-2001 :12)	25
4.3	Sensibilité au risque de change des entreprises (2002 :1-2013 :8)	27
4.4	Sensibilité au risque de change des entreprises selon le secteur (1990 :2-2013 :8) . . .	29
4.5	Exposition des entreprises au risque de change au seuil de 5% (1990 :2-2013 :8) . . .	30
4.6	Sensibilité au risque de change des entreprises selon le secteur (2002 :1-2013 :8) . . .	33
4.7	Sensibilité au risque de change des entreprises, classification en début de période (1990 :2-2013 :8)	34
4.8	Sensibilité au risque de change des entreprises, classification en fin de période (1990 :2-2013 :8)	35
4.9	Test de l'asymétrie du risque de change (1990 :2-2013 :8)	36
4.10	Exposition au risque de change selon la taille du portefeuille (2002 :1-2013 :8) . . .	37

Liste des figures

3.1	Rendement de la Bourse de Toronto (1990 :2-2013 :8)	17
3.2	Taux de change Canada-États-Unis (1990 :2-2013 :8)	18
4.1	Exposition des entreprises au risque de change (1990 :2-2013 :8)	23
4.2	Exposition des entreprises au risque de change au seuil de 5%	27

Things don't *have* to change the
world to be important.

Steve Jobs

Avant-propos

En remerciant la directrice de cette recherche, Madame Lucie Samson, sans qui ce projet n'aurait pu voir jour. Je suis reconnaissante pour votre expérience, votre aide, l'expertise de vos commentaires et votre disponibilité.

J'adresse également des remerciements aux membres de feu l'AGEL, qu'ils soient conjoint, ami, torréfacteur, collègue ou même Français. Comme on dit ; plus on est de fous, plus on rit. Ces dernières années auront certainement prouvé que c'est plus facile de traverser l'épreuve des études supérieures en groupe et remplis de café.

Introduction

La décision d'investissement est fondamentalement basée sur un compromis entre le risque et le rendement. Le rendement excédentaire dont bénéficiera l'investisseur est une récompense pour le risque encouru lors de l'achat d'un actif. Étant un indicateur de la profitabilité et de la «santé» d'une entreprise, il est à propos de se demander quels sont les déterminants du taux de rendement. Plus précisément, quels sont les risques pertinents à considérer lors de l'évaluation d'un actif financier ? La variabilité des devises accompagnant un taux de change flexible apporte certainement un facteur d'incertitude qui influence la valeur des firmes. Ce mémoire adresse donc la problématique de l'effet du taux de change sur le rendement des entreprises.

Dans le cas d'une petite économie ouverte comme le Canada, où les échanges commerciaux avec le reste du monde se chiffraient en 2013 à 471,4 milliards pour les exportations et 475 milliards pour les importations, les variations du taux de change sont à considérer lors de l'arbitrage risque-rendement. Les États-Unis étant le principal partenaire commercial du Canada, ils représentent 75,8% des exportations et 52,1% des importations en 2013, le taux de change bilatéral entre le Canada et les États-Unis est le taux pertinent lors de l'évaluation de l'impact du risque de change sur les actifs cotés au Canada. Sur des marchés aussi intégrés que ceux retrouvés en Amérique du Nord, la théorie économique prédit un impact mesurable du risque de change sur les firmes. Ce sont pourtant les distortions entre les prédictions théoriques et les résultats empiriques qui poussent plusieurs auteurs à s'intéresser à l'exposition des entreprises au risque de change.

Adler et Dumas (1984) ont montré qu'en ajoutant une variable représentant les variations du taux de change au modèle d'évaluation des actifs financiers, il est possible d'interpréter le coefficient d'une régression linéaire comme étant la sensibilité d'un actif à la volatilité du taux de change. Depuis, la littérature portant sur le risque de change est partagée entre des résultats significatifs, Dominguez et Tesar (2006), et des études ne trouvant que peu de significativité, voir aucune ; Bartov et Bodnar (1994). Cette divergence a incité d'autres auteurs à se pencher sur les explications derrière les faibles traces d'une exposition significative au risque de change obtenues empiriquement. Il est suggéré qu'un impact asymétrique du risque de change puisse être la cause de la faiblesse des résultats obtenus par certains auteurs. Muller et Verschoor (2006) trouvent que 40% du risque de change observé est asymétrique dans le cas des multinationales américaines. Al-Shboul et Anwar (2014) testent également

les secteurs d'activité canadiens en différenciant les appréciations des dépréciations du dollar canadien. La présente étude contribue à la littérature en mesurant empiriquement le risque imputé aux fluctuations du taux de change au Canada, au niveau des entreprises, entre 1990 et 2013. Pour ce faire, une variable sera ajoutée au modèle d'évaluation des actifs financiers, à la manière d'Adler et Dumas (1984). La présence d'une influence asymétrique du taux de change sur le rendement des actifs sera également testée. Par la suite, d'autres régressions seront effectuées afin de déterminer l'impact de la taille des entreprises et de leur secteur d'activité sur leur sensibilité face au risque de change.

L'analyse en panel d'un échantillon de 241 entreprises cotées de façon continue sur le marché de Toronto révèle ici une exposition significative et positive au risque de change symétrique, ainsi qu'aux variations négatives du taux de change. Lorsque les entreprises sont testées individuellement, plus de 10% d'entre elles sont influencées par les changements dans la valeur de la monnaie canadienne. Cette proportion s'élève à 18% lorsque nous distinguons les périodes de dépréciation des périodes d'appréciations du dollar canadien. Nous observons que ce sont surtout les dépréciations qui sont prises en compte par le marché. Nous trouvons également qu'il serait possible, pour un investisseur, de se protéger du risque de change en diversifiant son portefeuille, puisque certains secteurs et les entreprises de grande taille ne semblent pas touchés par les variations du taux de change. Tous ces résultats affirment également que l'exposition au risque de change fut concentrée dans la seconde moitié de l'échantillon, de 2002 à 2013, où le taux de change était le plus volatile.

La suite de ce mémoire présente en premier lieu une revue de la littérature sur le risque de change. Des concepts pertinents et la méthodologie choisie sont présentés au Chapitre 2. Le Chapitre 3 décrit les données utilisées et le Chapitre 4 présente les résultats empiriques. Finalement, la conclusion rappelle l'importance de la problématique et situe les résultats au sein de la littérature existante.

Chapitre 1

Revue de la littérature

Adler et Dumas (1984) posent les bases de l'estimation du risque de change en proposant un modèle qui définit l'exposition à un risque de change comme étant le coefficient d'une régression linéaire. De ce fait, si le prix d'un actif est significativement expliqué par les variations d'une monnaie étrangère, ou d'un panier de monnaies étrangères, on peut conclure que l'entreprise est exposée à un risque de change. Ce modèle ajoute donc une variable explicative représentant les variations d'un taux de change au modèle d'évaluation des actifs financiers¹, permettant d'interpréter le coefficient de cette variable comme la sensibilité de la firme face à une devise étrangère. Les auteurs ne s'intéressent cependant qu'à la définition et à la mesure du risque de change, sans trouver les déterminants de l'exposition des entreprises aux fluctuations du risque de change.

Dominguez et Tesar (2006) reprennent le modèle d'Adler et Dumas (1984) et vérifient en premier lieu la présence d'une relation entre la rentabilité des firmes et le taux de change pour huit pays industrialisés et en développement incluant le Chili, la France, l'Allemagne, l'Italie, le Japon, les Pays-Bas, la Thaïlande et le Royaume-Uni. Pour ce faire, cette étude utilise, pour chaque pays, le taux de change en dollar américain, le taux de change de la monnaie du principal partenaire commercial du pays et un panier de monnaies pondérées par l'importance des échanges avec ce pays. Elles trouvent d'abord que, pour cinq des huit pays de l'échantillon, 20% des firmes sont exposées aux mouvements hebdomadaires du taux de change. Cette exposition est significative pour plus de 40% des entreprises dans le cas de l'Allemagne, du Japon, des Pays-Bas et du Royaume-Uni. Dans un second lieu, les auteurs effectuent une régression de différentes caractéristiques, au niveau de la firme, sur le coefficient du taux de change obtenu à la première étape. De cette façon, elles trouvent que l'exposition au risque de change est corrélée avec la taille de l'entreprise, le statut de multinationale, les ventes étrangères, les actifs internationaux, la concentration du secteur et le niveau d'échanges internationaux. De la même manière, nous souhaitons tester certaines caractéristiques des firmes cotées au Canada afin de préciser les déterminants de l'exposition au risque de change. Par contre, seul le taux de change Canada-États-Unis sera considéré comme pertinent. De plus, cette étude trouve qu'en séparant les

1. Le MÉDAF, Modèle d'Évaluation des Actifs Financiers, sera présenté au chapitre 2

données en deux sous-périodes, les firmes affectées ne sont pas les mêmes. Ceci nous amènera donc à tester les données canadiennes sur deux sous-périodes marquées par une forte volatilité de la monnaie.

Malgré les résultats de Dominguez et Tesar (2006), la littérature estimant le risque de change par le coefficient d'une régression trouve des expositions ambiguës, parfois peu significatives, parfois seulement faiblement positives. Bartov et Bodnar (1994) ne trouvent pas de relation significative entre le rendement des actifs et les variations du taux de change. Puisqu'il est théoriquement accepté que des fluctuations du taux de change devraient avoir un impact au niveau de la firme et de son rendement, les auteurs cherchent une explication à la faiblesse des résultats obtenus. Ainsi, ils soulèvent qu'une potentielle asymétrie de l'impact du taux de change pourrait être la cause de la faible corrélation obtenue empiriquement.

Koutmos et Martin (2003) testent la possibilité que les actifs répondent de manière différente à une appréciation et à une dépréciation de la monnaie. Le modèle «classique» d'Adler et Dumas (1984) est utilisé afin de séparer l'effet asymétrique d'une variation du taux de change. Ainsi, le vecteur représentant les changements de la valeur de la monnaie est décomposé afin de séparer les composantes positives et négatives. Les auteurs trouvent d'abord une exposition symétrique au risque de change dans 40% des cas. Ils notent d'ailleurs que, pour les États-Unis, les résultats sont le plus souvent significatifs lorsque le taux bilatéral États-Unis-Canada est utilisé. Il est donc pertinent de tester si les rendements sont affectés par des variations de ce même taux de change au Canada. Ensuite, une relation asymétrique entre les appréciations et les dépréciations est trouvée dans 42% des cas où le risque de change était significatif.

En plus de tester l'hypothèse de linéarité entre le rendement et le taux de change, Muller et Verschoor (2006) testent la magnitude des variations. Les auteurs ont également comme modèle de base celui d'Adler et Dumas (1984) et utilisent plusieurs taux de change bilatéraux pour tester l'effet des variations sur les rendements américains. Par contre, le taux de change Canada-États-Unis est absent de cette régression. Ils trouvent non seulement que 42% des firmes exposées au risque de change subissent une exposition asymétrique pour les cycles d'appréciation et de dépréciation, mais que 75% de cette même sensibilité est asymétrique entre les «grands» et les «petits» mouvements du taux de change.

Du côté du Canada, le récent article de Samson (2013) se penche sur les sources de risque qui influencent le prix des actifs, tels que listés à la bourse de Toronto (TSX) entre 1971 et 2004. Deux méthodologies différentes du Capital Asset Pricing Model (CAPM) sont utilisées afin de tester l'effet de différentes variables macroéconomiques sur le rendement des actifs au Canada, incluant le taux de change bilatéral entre le Canada et les États-Unis. Il est trouvé que, pour la période étudiée, les changements inattendus du taux de change bilatéral ont été une des variables macroéconomiques les plus influentes sur le marché canadien. Par contre, cette étude ne s'intéresse pas aux caractéristiques au

niveau de la firme pouvant influencer la rémunération du risque de change au Canada. Virk (2012) obtient des résultats similaires, à l'aide de données concernant le rendement des entreprises finlandaises de 1993 à 2008. Il trouve que les risques macroéconomiques tels des changements non-anticipés du taux de change, du taux d'intérêt et du taux d'inflation expliquent les rendements finlandais mieux que le facteur du marché.

Al-Shboul et Anwar (2014) ont récemment testé les secteurs de l'économie canadienne face à l'exposition au risque de change en utilisant un panier de devises. À l'aide de données allant de 2003 à 2011 les auteurs examinent deux sous-périodes séparées par la crise financière de 2008, testent le risque de change linéaire ainsi que non-linéaire et l'influence du signe et de la taille des variations du panier de monnaies. Al-Shboul et Anwar (2014) trouvent des rendements significativement affectés par les variations du taux de change pour trois des treize secteurs étudiés, dans le cas d'un risque symétrique. Lorsque le signe de ces changements est pris en compte, quatre secteurs sur treize sont trouvés exposés au risque de change. Les auteurs rapportent également que l'exposition des secteurs canadiens au risque de change était relativement faible sur tout l'échantillon, ainsi que sur la sous-période précédant la crise financière de 2008, par rapport à l'exposition trouvée dans la dernière moitié de la période à l'étude.

Depuis qu'il a été montré par Adler et Dumas (1984) que le risque associé à la volatilité du taux de change peut être représenté par le coefficient d'une régression linéaire, les travaux étudiant ce phénomène se multiplient. Malgré les distortions entre les prévisions théoriques et les résultats empiriques, plusieurs études s'intéressent à l'exposition des entreprises au risque de change et aux déterminants de cette exposition. Doidge et al. (2006) forment des portefeuilles afin d'estimer l'importance du risque de change sur le rendement des firmes de 18 pays. Ils trouvent un impact économique significatif des variations du taux de change sur le rendement des entreprises. Les ventes internationales, le revenu étranger, les actifs à l'étranger et la taille de l'entreprise y sont négativement reliés à l'exposition. Priestley et al. (2007), quant à eux, trouvent que les entreprises actives à l'étranger sont plus souvent exposées au risque de change que les firmes engagées dans peu de commerce international. À l'aide de données sur 28 industries américaines, ils concluent également qu'un taux de change bilatéral est plus efficace qu'un panier de devises lors de l'estimation de l'exposition aux variations du taux de change. Bartram et Bodnar (2012), montrent que l'effet d'une variation du taux de change sur le rendement d'un actif est directement lié au signe et à la taille de ce changement. Leur étude comporte les données de 37 pays et trouve qu'en général, l'exposition au risque de change est significative. De plus, cette exposition serait plus importante pour les pays émergents que pour les pays développés. Kolari et al. (2008) trouvent que le rendement des firmes américaines, entre 1973 et 2002, est influencé par les variations du taux de change. Leurs résultats empiriques concluent que les firmes sensibles au risque de change voient leurs profits diminués par un changement absolu de la valeur de la monnaie. Lors de l'analyse de la sensibilité de 15 pays asiatiques au risque systématique, au prix du pétrole et au taux de change, Nandha et Hammoudeh (2007) trouvent que 9 des 15 pays à l'étude sont affectés par les

variations du taux de change.

Aucune étude empirique n'a tenté de mesurer le risque de change au niveau des firmes, par rapport à la monnaie des États-Unis, sur le marché canadien, en tenant compte d'un potentiel effet asymétrique. Un modèle semblable à celui d'Adler et Dumas (1984) sera ici utilisé, en prenant compte des asymétries entre les cycles d'appréciation et de dépréciation. Un deuxième test sera ensuite effectué, à la manière de Dominguez et Tesar (2006), afin de mettre en relation certaines caractéristiques des firmes avec la sensibilité des actifs aux variations du taux de change. En effet, nous testerons l'exposition au risque de change des secteurs canadiens, tout comme Al-Shboul et Anwar (2014), en plus de tester des portefeuilles de taille et les rendements individuels des entreprises face aux variations de la monnaie canadienne.

Chapitre 2

Méthodologie

2.1 Évaluation des actifs financiers

L'achat d'un actif financier comporte plusieurs risques, en raison desquels l'investisseur s'attendra à recevoir une prime. En général, plus un investissement est risqué, plus la prime de risque qui lui est associée est importante. Comme ce sont des concepts primordiaux dans les décisions d'investissement, ou d'épargne, il est important de s'attarder à la relation entre le risque et le rendement. Il faut d'abord distinguer le risque systématique, ou risque du marché, et le risque non systématique, ou risque spécifique. Le risque systématique influence un grand nombre d'actifs, à différents degrés. Le risque du marché comporte les incertitudes concernant l'état de l'économie en général ; le PIB, le taux d'intérêt et le taux d'inflation, par exemple. Le risque spécifique, quant à lui, n'a d'effet que sur un actif, ou sur un petit groupe d'actifs. Le risque non systématique est donc principalement associé à un secteur d'activité économique en particulier.

De manière générale, le prix des actions et les dividendes versés fluctuent en fonction de l'annonce de nouvelles spécifiques à la firme et de nouvelles touchant l'ensemble du marché. S'il y a une forme d'efficience sur le marché, les prix des actifs tiendront compte de toute l'information accessible. La valeur d'un titre sur le marché boursier est donc décomposée en une partie escomptée par les marchés et en une partie imprévisible. La composante imprévue du rendement peut ensuite être divisée en risque systématique et risque non systématique. Comme le risque non systématique est propre à une firme ou à un secteur d'activité, il est possible, selon le principe de la diversification, d'éliminer le risque spécifique sans coûts en étalant un investissement sur plusieurs types d'actifs. Le risque de marché est donc le seul risque pertinent lors de l'évaluation du rendement associé à une action.

Le risque non diversifiable est mesuré à l'aide d'un coefficient bêta, qui indique le niveau de risque systématique d'un actif par rapport à un actif moyen. Il est établi que l'actif moyen possède un coefficient $\beta = 1$. Une action ayant un coefficient $\beta = 2$ représente donc deux fois plus de risque que l'actif moyen. Ce résultat est généralisé à l'ensemble des actifs et suppose une relation linéaire entre

le risque et le rendement du marché dans son ensemble. Il est ainsi possible de tracer la courbe risque-rendement, qui est à la base du modèle d'évaluation des actifs financiers.

$$E(R_i) = R_f + [E(R_m) - R_f]\beta_i \quad (2.1)$$

Où R_i représente le rendement de l'actif i , R_m le rendement d'un portefeuille de marché et R_f le taux de rendement d'un actif non risqué, un Bon du Trésor par exemple.

Selon le Capital Asset Pricing Model (CAPM), proposé initialement par Sharpe (1964) et Lintner (1965), l'espérance de rendement d'un actif dépend donc de la valeur temporelle de l'argent, représentée par le taux sans risque, de la prime associée au risque systématique, $[E(R_m) - R_f]$, et de la quantité de risque non diversifiable, mesurée par le coefficient β_i .

2.2 Modèle avec taux de change

Adler et Dumas (1984) reprennent l'équation d'estimation du coefficient bêta et définissent la sensibilité aux variations du taux de change comme le second bêta d'une régression sur le rendement d'un actif.

$$R_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_{1,i}R_{m,t} + \beta_{2,i}\Delta s_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2.2)$$

Où $R_{i,t}$ représente le rendement de l'actif i , à la période t , $R_{m,t}$ le rendement d'un portefeuille de marché à la période t et Δs_t la variation du taux de change à la période t . Ainsi, $\beta_{1,i}$ est le bêta de marché de la firme i et $\beta_{2,i}$ mesure la sensibilité de cette même firme aux variations du taux de change. Un coefficient $\beta_{2,i}$ significativement différent de zéro indiquera donc que le rendement de la firme en question est exposé au risque de change. Un $\beta_{2,i}$ nul, par contre, ne signifiera pas nécessairement que l'entreprise i n'est pas affectée par les fluctuations de la monnaie, mais plutôt que celles-ci l'influencent via l'impact sur $R_{m,t}$ uniquement¹.

D'emblée, on peut s'attendre à ce que les firmes engagées dans le commerce international soient affectées par les variations du taux de change. Les entreprises exportant leur produit, par exemple, bénéficieraient d'une dépréciation de la monnaie locale, puisque des prix à l'exportation moins élevés feraient augmenter la demande pour ces produits. Les importateurs, au contraire, seraient avantagés par une appréciation de la monnaie qui diminuerait le prix des achats à l'étranger. Ce raisonnement n'est pas limité aux entreprises exportant, ou important, directement leur produit final. Le taux de change peut également influencer le prix des biens intermédiaires et des matières premières, si ceux-ci sont importés, et ainsi affecter le rendement d'une firme quelconque. De façon plus générale, même une entreprise ne faisant aucune transaction à l'international peut être affectée par un taux de change

1. Voir Priestley et al. (2007)

flexible si elle oeuvre dans un secteur dominé par des firmes exportatrices ou importatrices. Le secteur d'activité de l'entreprise peut donc être déterminant lors de l'analyse du risque de change.

Par contre, la forme du modèle d'évaluation des actifs financiers augmenté d'une variable représentant les fluctuations du taux de change suppose une relation linéaire entre ces fluctuations et le rendement d'une entreprise. Au terme de la régression de l'équation 2.2, chaque observation obtiendra un seul bêta de marché et un coefficient $\beta_{2,i}$ unique. C'est-à-dire que le modèle fait l'hypothèse qu'une variation négative du taux de change bilatéral Canada-États-Unis affectera le taux de rendement d'une firme exactement de la même manière qu'une variation positive. Tel que mentionné à la section précédente, l'hypothèse d'un effet symétrique du risque de change sur l'espérance de rendement pourrait être la cause des résultats peu significatifs obtenus par certains auteurs.

2.3 Asymétrie du risque de change

En acceptant une possible asymétrie entre les cycles d'appréciation et de dépréciation, nous permettons une relation non-linéaire entre le taux de change et le rendement des entreprises. L'exemple des firmes exportatrices ou importatrices suggérait déjà des réactions asymétriques du côté du rendement. En effet, si une firme exportant ses produits peut en écouler un stock plus important, en raison des prix moins élevés, lors d'une dépréciation de la monnaie locale, elle verra ses ventes, et ses profits, affectés négativement par une appréciation. Le contraire serait observé pour une firme importatrice ou une entreprise important des biens intermédiaires pour sa production. De plus, plusieurs théories sur le comportement de la firme proposent des pratiques qui entraîneraient une asymétrie du risque de change. Effectivement, une stratégie de maximisation des profits ou de maximisation des parts du marché influencera la réaction des firmes et de leur rendement face à une variation du taux de change. Les opérations de couverture et le *pricing-to-market* sont deux exemples de comportement pouvant causer des asymétries du risque de change.

2.3.1 Opérations de couverture

Une des stratégies employées par les firmes pour se protéger du risque de change est le recours à des opérations de couverture. Un contrat à terme de gré à gré sur devise, d'abord, fixe à l'avance le taux de change pour une transaction complétée dans le futur. Ce type de contrat élimine donc toute forme de risque liée aux fluctuations du taux de change. Par contre, il prive également l'entreprise des gains financiers pouvant survenir à la suite d'un changement dans la valeur d'une devise. Ainsi, les firmes ont également recours à des options sur devise. Contrairement aux contrats à terme, les options donnent le droit, et non l'obligation, aux détenteurs d'échanger de la monnaie à un taux prédéterminé. Les entreprises peuvent, de cette façon, bénéficier des fluctuations du taux de change, si celles-ci leur sont favorables, tout en se protégeant des changements qui pourraient leur causer des pertes

financières. Un importateur net, par exemple, utiliserait des options pour couvrir les dépréciations de la monnaie seulement, en laissant les appréciations intouchées. Cet exemple d'opération de couverture constitue un argument en faveur de l'hypothèse d'asymétrie du risque de change. La taille et le type d'activité d'une entreprise pourraient déterminer sa capacité à se couvrir de cette façon.

2.3.2 Comportement de *pricing-to-market*

Le *pricing-to-market*, d'un autre côté, est mis en oeuvre par les firmes désirant maximiser leur part du marché. Dans ce cas, une firme exportatrice laisserait ses prix, exprimés en monnaie étrangère, diminuer lors d'une dépréciation de la devise nationale. Du coup, cette firme gagnera des parts de marché. Dans le cas d'une appréciation, par contre, si cette même firme désire conserver sa place sur le marché, elle maintiendra constants ses prix à l'exportation, même si elle doit ainsi diminuer ses profits. Tel que mentionné plus tôt, le contraire s'applique pour une entreprise importatrice. Les différentes observations faites quant à l'efficacité du mécanisme de transmission du taux de change suggèrent également un impact asymétrique sur les flux monétaires d'une entreprise et, par conséquent, sur son rendement. La taille de la firme pourra également influencer sa capacité à manipuler les prix.

2.4 Présence d'un risque de change

Afin de quantifier l'exposition d'un actif au risque de change, nous effectuons d'abord quatre tests. Reprenons le modèle d'Adler et Dumas

$$R_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_{1,i}R_{m,t} + \beta_{2,i}\Delta s_t + \varepsilon_{i,t}$$

Le premier test, effectué avec des données en panel, utilise les variations mensuelles du taux de change Canada-États-Unis, Δs_t . Nous nous limitons au taux bilatéral entre le dollar canadien et le dollar américain, par opposition à un panier de devises, puisque les États-Unis représentent, en 2013, 75,8% des exportations et 52,1% des importations au Canada². Il est donc supposé, en premier lieu, que la relation entre ces variations et le rendement des entreprises est linéaire et symétrique. Dans le but de détecter la présence de risque de change, les hypothèses suivantes sont testées :

$$H_0 : \beta_{2,i} = 0$$

$$H_A : \beta_{2,i} \neq 0$$

La variable $R_{i,t}$ représente les rendements d'actifs individuels ou d'un groupe d'actifs. Si H_0 est rejetée, cela implique que les fluctuations du taux de change influencent le rendement de la firme (du secteur ou du portefeuille) i en plus de l'effet amené par le portefeuille de marché $R_{m,t}$.

2. Source : Statistique Canada, Le commerce international canadien de marchandises, 2004 à 2013.

Par la suite, afin de tester la présence d'asymétrie, nous décomposerons le vecteur Δs_t en composantes positives et négatives. Deux variables dichotomiques, d^+ et d^- seront donc utilisées, où d^+ prend une valeur unitaire quand il y a une hausse du taux de change, une appréciation dans notre analyse, et zéro dans le cas d'une baisse. C'est l'inverse pour la variable d^- . On définit ensuite les deux composantes suivantes :

$$\Delta s_t^+ = d^+ \Delta s_t \quad \text{et} \quad \Delta s_t^- = d^- \Delta s_t$$

Deux variables, Δs_t^+ et Δs_t^- seront donc utilisées, où

$$\Delta s_t^+ = \begin{cases} \Delta s_t & \text{si } \Delta s_t > 0 \\ 0 & \text{si } \Delta s_t < 0 \end{cases} \quad \text{et} \quad \Delta s_t^- = \begin{cases} \Delta s_t & \text{si } \Delta s_t < 0 \\ 0 & \text{si } \Delta s_t > 0 \end{cases}$$

Le modèle deviendra alors

$$R_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_{1,i} R_{m,t} + \beta_{2,i}^+ \Delta s_t^+ + \beta_{2,i}^- \Delta s_t^- + \varepsilon_{i,t} \quad (2.3)$$

Cette spécification nous permet, dans un premier temps, de vérifier si les coefficients individuels sont différents de zéro :

$$\begin{aligned} H_0 : \beta_{2,i}^+ &= 0 & \text{et} & & H_0 : \beta_{2,i}^- &= 0 \\ H_A : \beta_{2,i}^+ &\neq 0 & & & H_A : \beta_{2,i}^- &\neq 0 \end{aligned}$$

Nous pouvons également tester l'hypothèse nulle qui suppose que l'exposition au risque de change est symétrique.

$$H_0 : \beta_{2,i}^+ = \beta_{2,i}^-$$

$$H_A : \beta_{2,i}^+ \neq \beta_{2,i}^-$$

Ainsi, le rejet de l'hypothèse H_0 impliquera qu'une appréciation du taux de change a un impact différent d'une dépréciation sur les rendements. Les études ne tenant pas compte de cette asymétrie, voir Bartov et Bodnar (1994), auraient tendance à trouver plus souvent que les fluctuations de la valeur de la monnaie n'influencent pas le rendement des firmes.

Une alternative à cette approche serait d'utiliser uniquement les variables dichotomiques d^+ et d^- dans l'équation 2.3. Ceci implique que l'amplitude de la hausse ou de la baisse du taux de change n'est pas importante, c'est seulement le signe du changement qui compte. Nous pensons que l'amplitude du changement est importante et, par conséquent, nous utilisons Δs_t^+ et Δs_t^- .

Nous pouvons également tester l'asymétrie du risque de change au niveau des entreprises. Reprenons l'équation 2.3 :

$$R_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_{1,i}R_{m,t} + \beta_{2,i}^+\Delta s_t^+ + \beta_{2,i}^-\Delta s_t^- + \varepsilon_{i,t}$$

En ajoutant et en soustrayant $\beta_{2,i}^-(\Delta s_t^+ + \Delta s_t^-)$:

$$R_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_{1,i}R_{m,t} + \beta_{2,i}^+\Delta s_t^+ + \beta_{2,i}^-\Delta s_t^- + \beta_{2,i}^-(\Delta s_t^+ + \Delta s_t^-) - \beta_{2,i}^-(\Delta s_t^+ + \Delta s_t^-) + \varepsilon_{i,t}$$

En regroupant les termes et en utilisant le fait que $\Delta s_t^+ + \Delta s_t^- = \Delta s_t$, nous obtenons :

$$R_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_{1,i}R_{m,t} + (\beta_{2,i}^+ - \beta_{2,i}^-)\Delta s_t^+ + \beta_{2,i}^-\Delta s_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2.4)$$

L'équation 2.4 nous permet donc de tester directement l'égalité entre les coefficients $\beta_{2,i}^+$ et $\beta_{2,i}^-$ à l'aide du coefficient associé à Δs_t^+ . Cette régression pourra être effectuée en boucle afin de déterminer combien d'entreprises faisant partie de l'échantillon sont affectées par un risque de change asymétrique. Si le coefficient multipliant Δs_t^+ n'est pas différent de zéro, au seuil de significativité de 5%, alors nous ne pourrions affirmer que $\beta_{2,i}^+$ est différent de $\beta_{2,i}^-$; il n'y aura donc pas présence d'asymétrie.

Alternativement, un différent type d'asymétrie pourrait avoir une potentielle influence sur les rendements. Cette asymétrie serait fonction de l'importance de la variation du taux de change. Un grand changement, c'est-à-dire un changement brusque dans la valeur de la devise, pourrait avoir un impact sur les rendements tandis que de faibles fluctuations ne seraient pas prises en compte par les marchés. Afin de déterminer si l'ordre de grandeur d'un changement dans la valeur de la monnaie canadienne est une observation pertinente lors de l'évaluation du risque de change, les variables dichotomiques p^+ et p^- seront créées. Aussi, p^+ prend la valeur 1 lorsque la variation, en pourcentage, du taux de change est supérieure à 1 et 0 autrement. Inversement, p^- est égale à un lorsque cette même variation est inférieure à -1. Avec un changement moyen, en valeur absolue, de 1.2 dans notre échantillon, ceci représente de très grandes variations mensuelles de la valeur de la devise canadienne. Deux nouvelles composantes sont ainsi définies :

$$\Delta s_t^{+1} = p^+ \Delta s_t \quad \text{et} \quad \Delta s_t^{-1} = p^- \Delta s_t$$

Nous utiliserons les variables Δs_t^{+1} et Δs_t^{-1} , avec

$$\Delta s_t^{+1} = \begin{cases} \Delta s_t & \text{si } \Delta s_t > 1 \\ 0 & \text{si } \Delta s_t < 1 \end{cases} \quad \text{et} \quad \Delta s_t^{-1} = \begin{cases} \Delta s_t & \text{si } \Delta s_t < -1 \\ 0 & \text{si } \Delta s_t > -1 \end{cases}$$

Après avoir testé la significativité habituelle des coefficients $\beta_{2,i}^{+1}$ et $\beta_{2,i}^{-1}$, nous pourrions aussi tester la symétrie de l'exposition au risque de change, en considérant l'ampleur des variations. Nous aurons donc l'équation et les hypothèses suivantes :

$$R_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_{1,i}R_{m,t} + \beta_{2,i}^{+1}\Delta s_t^{+1} + \beta_{2,i}^{-1}\Delta s_t^{-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (2.5)$$

$$H_0 : \beta_{2,i}^{+1} = \beta_{2,i}^{-1}$$

$$H_A : \beta_{2,i}^{+1} \neq \beta_{2,i}^{-1}$$

Au niveau des firmes, nous testerons la présence d'asymétrie en créant une nouvelle variable, $\Delta s_t^1 = \Delta s_t^{+1} + \Delta s_t^{-1}$. Reprenons l'équation 2.5 :

$$R_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_{1,i}R_{m,t} + \beta_{2,i}^{+1}\Delta s_t^{+1} + \beta_{2,i}^{-1}\Delta s_t^{-1} + \varepsilon_{i,t}$$

En ajoutant et en soustrayant $\beta_{2,i}^{-1}(\Delta s_t^{+1} - \Delta s_t^{-1})$:

$$R_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_{1,i}R_{m,t} + \beta_{2,i}^{+1}\Delta s_t^{+1} + \beta_{2,i}^{-1}\Delta s_t^{-1} + \beta_{2,i}^{-1}(\Delta s_t^{+1} - \Delta s_t^{-1}) - \beta_{2,i}^{-1}(\Delta s_t^{+1} - \Delta s_t^{-1}) + \varepsilon_{i,t}$$

En regroupant les termes et en utilisant le fait que $\Delta s_t^1 = \Delta s_t^{+1} + \Delta s_t^{-1}$:

$$R_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_{1,t}R_{m,t} + (\beta_{2,i}^{+1} - \beta_{2,i}^{-1})\Delta s_t^{+1} + \beta_{2,i}^{-1}\Delta s_t^1 + \varepsilon_{i,t} \quad (2.6)$$

À l'équation 2.6, l'estimation du coefficient multipliant Δs_t^{+1} , pour toutes les entreprises de l'échantillon, permettra de détecter la présence d'un risque de change asymétrique. Si ce coefficient est statistiquement différent de zéro, au seuil de 5%, nous pourrions conclure une présence significative d'asymétrie.

Finalement, il est possible que le risque provienne uniquement du fait que le taux de change soit flexible, par opposition à un régime de taux de change fixe ou à une union monétaire. De cette façon, l'unique présence d'un *changement* dans le taux de change bilatéral affecterait le rendement des actifs. Le dernier test utilisera donc la valeur absolue de la variation du taux de change, $|\Delta s_t|$, pour expliquer l'espérance de rendement d'un actif. Nous aurons alors

$$R_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_{1,i}R_{m,t} + \beta_{2,i}^a|\Delta s_t| + \varepsilon_{i,t} \quad (2.7)$$

Cette formulation implique qu'une appréciation aura le même impact sur le rendement de l'actif i qu'une dépréciation. Dans ce cas, les hypothèses seront :

$$H_0 : \beta_{2,i}^a = 0$$

$$H_0 : \beta_{2,i}^a \neq 0$$

2.5 Les déterminants du risque de change

Tel que mentionné à la section précédente, il est possible que la taille de la firme ainsi que le secteur dans lequel elle opère influencent sa sensibilité au risque de change. Nous nous intéressons d'abord à la présence d'un risque de change à l'intérieur des secteurs d'activité économique canadiens. Les secteurs d'activité utilisés par Muller et Verschoor (2006) seront ici utilisés, à l'exception d'un regroupement en neuf secteurs plutôt que 13, étant donné le faible nombre d'entreprises de l'échantillon³.

3. Les neuf secteurs sont décrits au Chapitre 3.

Pour chaque secteur, un rendement équipondéré est calculé, afin d'obtenir un vecteur de rendement comportant 283 observations mensuelles.

$$R_{sec,t} = \frac{\sum_{i=1}^N R_{i,t}}{N}$$

Où N est le nombre d'entreprises faisant partie du secteur sec . Nous pouvons donc effectuer les régressions suivantes, afin de déterminer l'influence du secteur d'activité d'une firme sur l'exposition de celle-ci au risque de change.

$$\begin{aligned} R_{sec,t} &= \beta_{0,sec} + \beta_{1,sec}R_{m,t} + \beta_{2,sec}\Delta s_t + \varepsilon_{sec,t} \\ R_{sec,t} &= \beta_{0,sec} + \beta_{1,sec}R_{m,t} + \beta_{2,sec}^+ \Delta s_t^+ + \beta_{2,sec}^- \Delta s_t^- + \varepsilon_{sec,t} \\ R_{sec,t} &= \beta_{0,sec} + \beta_{1,sec}R_{m,t} + \beta_{2,sec}^{+1} \Delta s_t^{+1} + \beta_{2,sec}^{-1} \Delta s_t^{-1} + \varepsilon_{sec,t} \\ R_{sec,t} &= \beta_{0,sec} + \beta_{1,sec}R_{m,t} + \beta_{2,sec}^a |\Delta s_t| + \varepsilon_{sec,t} \end{aligned}$$

Les entreprises de l'échantillon sont ensuite séparées afin de former cinq portefeuilles de différentes tailles, selon la valeur des firmes à la Bourse de Toronto. Un rendement équipondéré sera créé pour chaque portefeuille, afin de déterminer l'importance de la taille de l'entreprise lors de l'estimation du risque de change.

$$R_{p,t} = \frac{\sum_{i=1}^N R_{i,t}}{N}$$

Où N est le nombre de firmes faisant partie du portefeuille p . De la même manière que lors de l'analyse sectorielle du risque de change, les équations suivantes seront estimées.

$$\begin{aligned} R_{p,t} &= \beta_{0,p} + \beta_{1,p}R_{m,t} + \beta_{2,p}\Delta s_t + \varepsilon_{p,t} \\ R_{p,t} &= \beta_{0,p} + \beta_{1,p}R_{m,t} + \beta_{2,p}^+ \Delta s_t^+ + \beta_{2,p}^- \Delta s_t^- + \varepsilon_{p,t} \\ R_{p,t} &= \beta_{0,p} + \beta_{1,p}R_{m,t} + \beta_{2,p}^{+1} \Delta s_t^{+1} + \beta_{2,p}^{-1} \Delta s_t^{-1} + \varepsilon_{p,t} \\ R_{p,t} &= \beta_{0,p} + \beta_{1,p}R_{m,t} + \beta_{2,p}^a |\Delta s_t| + \varepsilon_{p,t} \end{aligned}$$

Les tests présentés à la Section 2.4 concernant la présence d'un risque de change ainsi qu'une potentielle asymétrie au niveau des entreprises individuelles pourront également être effectués lors de l'analyse des déterminants du risque de change.

Chapitre 3

Données

Afin de décrire les données qui seront utilisées, reprenons l'équation 2.2 :

$$R_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_{1,i}R_{m,t} + \beta_{2,i}\Delta s_t + \varepsilon_{i,t}$$

La variable $R_{i,t}$, d'abord, représente le taux de rendement de l'actif i , à la période t . Le taux de rendement est défini par le taux de croissance du prix de l'action, auquel sont ajoutés les dividendes versés¹ :

$$R_{i,t} = \left[\frac{P_{i,t} - P_{i,t-1}}{P_{i,t-1}} + DIV_{i,t} \right] \times 100 \quad (3.1)$$

Les prix et les dividendes mensuels des entreprises cotées à la Bourse de Toronto proviennent de la base de données *Datastream*. La période étudiée couvre 283 mois, de 1990 :2 à 2013 :8. Dans le but d'effectuer des régressions sur les entreprises individuelles, seules les entreprises ayant été actives en bourse de façon continue sur toute la période à l'étude seront considérées. Notre base de données regroupe donc 241 firmes. Afin de déterminer si l'exposition au risque de change d'une entreprise est influencée par la nature de ses activités, les 241 firmes sont ensuite divisées selon neuf secteurs. Le tableau 3.1 présente les statistiques descriptives de l'échantillon, ainsi que la répartition des 241 firmes selon les différents secteurs d'activité. Les rendements rapportés sont équipondérés et les secteurs sont les suivants² :

1. Agriculture, secteur minier (à l'exception de l'extraction de pétrole et de gaz) et construction
2. Extraction de pétrole et de gaz, industries reliées au raffinage du pétrole
3. Industries primaires et secondaires du métal
4. Alimentation, tabac, textile et industries reliées aux pâtes et papiers
5. Machinerie industrielle et commerciale et équipement d'ordinateur. Électronique et autre équipement (à l'exception de l'équipement d'ordinateur). Produits chimiques

1. Comme certaines firmes versent des dividendes qu'une ou deux fois par an, les dividendes versés ont été étalés sur 12 mois. Nous avons, par exemple, divisé en 12 parties les dividendes d'une entreprise versant un seul dividende par an à ses actionnaires. Nous obtenons ainsi des données complètes sur tout l'échantillon.

2. Il s'agit des secteurs utilisés par Muller et Verschoor (2006) à l'exception d'un regroupement en 9 catégories plutôt que 13, en raison de notre faible nombre d'entreprises.

TABLE 3.1: Statistiques descriptives des taux de rendement équipondérés (1990 :2-2013 :8)

	Nombre d'entreprises	Nombre d'observations	Moyenne	Écart-type
Échantillon	241	68 203	2.241206	29.48134
Secteur 1	57	16131	3.259488	38.57619
Secteur 2	23	6509	2.400771	25.2862
Secteur 3	25	7075	3.047503	31.51242
Secteur 4	14	3962	1.051496	12.078
Secteur 5	37	10471	2.14599	37.55994
Secteur 6	11	3113	1.476061	13.47607
Secteur 7	13	3679	1.413365	10.88009
Secteur 8	37	10471	1.34534	11.4698
Secteur 9	23	6509	1.868805	31.12778

Source Datastream

6. Équipement de transport, instruments de mesure et autres. Transports, communications, électricité, gaz et services sanitaires. Compagnies d'énergie et d'électricité
7. Vente en gros et au détail
8. Finance, assurance et immobilier
9. Services, édition et communication

Le tableau 3.1 montre également qu'en général, les secteurs présentant la moyenne de rendement la plus élevée possèdent un écart-type plus important, c'est-à-dire une plus grande volatilité caractérisant des actifs plus risqués, conformément aux prédictions de la courbe risque-rendement.

L'indice S&P/TSX, regroupant la capitalisation boursière de plusieurs entreprises cotées à la Bourse de Toronto, représente le portefeuille de marché, $R_{m,t}$, sur le marché canadien. Nous utilisons les prix et les dividendes mensuels à la fermeture des marchés, données fournies par la base de données CAN-SIM de Statistique Canada. Le taux de rendement du portefeuille de marché est défini comme suit :

$$R_{m,t} = \left[\frac{P_{m,t} - P_{m,t-1}}{P_{m,t-1}} + DIV_{m,t} \right] \times 100 \quad (3.2)$$

La figure 3.1 représente les variations, en pourcentage, du taux de rendement de l'indice S&P/TSX entre 1990 :2 et 2013 :8. Les statistiques descriptives de la variable $R_{m,t}$ sont inscrites au tableau 3.2.

FIGURE 3.1: Rendement de la Bourse de Toronto (1990 :2-2013 :8)

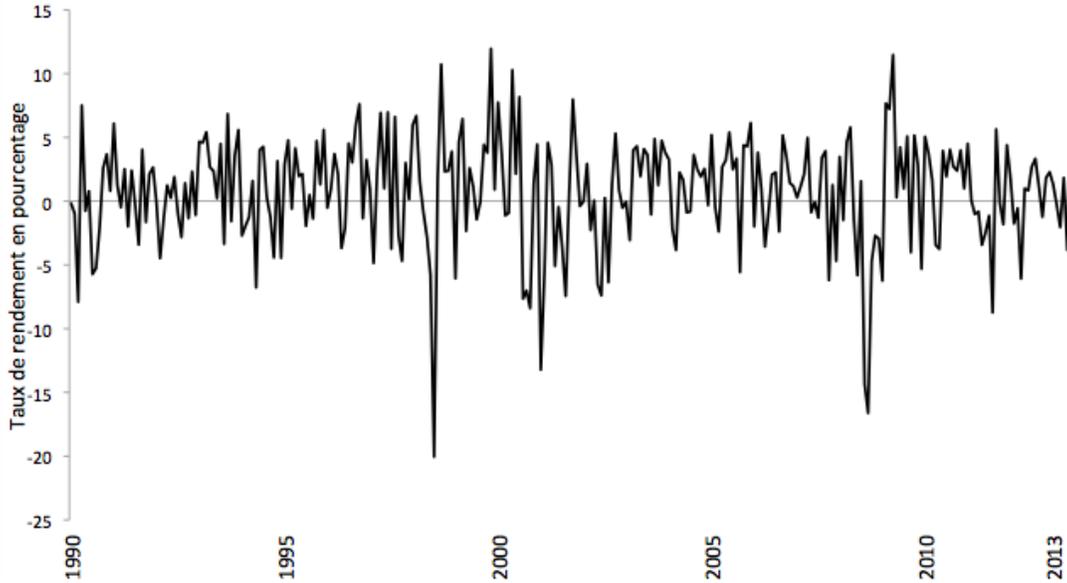


TABLE 3.2: Rendement du marché et changement du taux de change en valeur absolue (1990 :2-2013 :8)

Variable	Nombre d'observations	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
$R_{m,t}$	283	0.7236546	4.266753	-20.04407	11.9461
$ \Delta s_t $	283	1.212555	1.10795	0.0013146	10.67354

Source: CANSIM

Nous observons que les rendements moyens des 241 entreprises sélectionnées sont supérieurs au rendement de marché car il s'agit de firmes «gagnantes» qui ont survécu pendant toute la période étudiée. De plus, les rendements rapportés au tableau 3.1 sont équipondérés, tandis que $R_{m,t}$ est pondéré en valeur.

Les États-Unis étant le principal partenaire commercial du Canada, nous nous limitons au taux de change bilatéral Canada-États-Unis, et laissons de côté les autres devises ou paniers de devises³. La valeur à midi du taux de change Canada-États-Unis provient de la base de données CANSIM, et les variations en pourcentage de la devise sont définies par

$$\Delta s_t = \left(\frac{s_t - s_{t-1}}{s_{t-1}} \right) \times 100 \quad (3.3)$$

La figure 3.2 montre que le dollar canadien a connu deux tendances pendant la période étudiée. Une

3. Koutmos et Martin (2003) trouvent que c'est effectivement ce taux bilatéral qui est le plus significatif, même pour les États-Unis.

FIGURE 3.2: Taux de change Canada-États-Unis (1990 :2-2013 :8)



longue dépréciation, d’abord, dans les années 1990 jusqu’à atteindre la valeur minimum de 0.6248 dollars américains pour un dollar canadien. On peut ensuite voir une augmentation de la valeur du dollar canadien dans les années 2000 pour se maintenir autour de la parité, à l’exception d’un creux en 2008-2009.

La figure 3.2 révèle une autre information intéressante. La deuxième sous-période est soumise à des variations plus importantes du taux de change. Nous observons effectivement un $|\Delta s_t|$ moyen de 0.91 pour la première moitié de l’échantillon et une moyenne de $|\Delta s_t|$ égale à 1.52 pour la seconde moitié. Afin de déterminer si le risque de change a eu un effet différent du reste de l’échantillon pendant les années de dépréciation, et d’appréciation, du dollar canadien, l’échantillon sera divisé en deux sous-périodes. L’exposition au risque de change des entreprises actives sur la Bourse de Toronto sera donc estimée sur la période 1990 :2-2001 :12 (143 mois), séparément de la période 2002 :1-2013 :8 (140 mois).

La taille d’une entreprise est également un facteur qui pourrait influencer sa sensibilité face aux fluctuations du taux de change. Une firme ayant une grande valeur sur le marché aura la possibilité de réduire ses profits afin de garder constant le prix de ses actions et les versements de ses dividendes. Une «grande» entreprise pourrait également avoir les moyens d’utiliser les outils financiers nécessaires à une couverture contre le risque de change. C’est pourquoi nous diviserons, dans un second temps, l’échantillon en cinq groupements d’actifs, du plus petit au plus grand. Nos données sur la valeur des entreprises, sur le marché canadien, proviennent de la base de données *Datastream*. Comme il est possible qu’une entreprise fasse partie de différents portefeuilles sur l’échantillon complet de 283 observations mensuelles, nous effectuerons la classification une fois en début de période et une seconde fois en fin de période. Nous pourrons ainsi comparer les portefeuilles de taille créés.

TABLE 3.3: Statistiques descriptives selon la taille du portefeuille (1990 :2-2013 :8)

Début de période				Fin de période			
Variable	Nombre de firmes	Moyenne	Écart-type	Variable	Nombre de firmes	Moyenne	Écart-type
R1	51	4.185408	11.29532	R1	51	2.741764	8.948507
R2	48	2.46762	7.637784	R2	48	2.514715	7.449963
R3	49	2.002662	5.877702	R3	49	2.117027	5.750393
R4	49	1.251169	3.877718	R4	49	1.910312	5.37314
R5	44	1.108895	3.831272	R5	44	1.869428	5.71905

Source: Datastream

De la même manière que Samson (2013), nous remarquons, au tableau 3.3, que le portefeuille comportant les plus «petites» firmes, R1, présente un rendement moyen beaucoup plus élevé que R5. Sans surprise, ce rendement moyen plus important est accompagné d'une plus grande volatilité. Le tableau 3.3 présente également des différences entre les portefeuilles créés selon la valeur des firmes en début de période et ceux formés en fin de période. Ces changements prédisent des résultats différents lors de l'estimation du risque de change sur ces portefeuilles.

Chapitre 4

Résultats empiriques

4.1 Risque de change (1990 :2-2013 :8)

Le premier objectif de ce mémoire est de déterminer la présence d'un risque de change lors de l'évaluation des actifs financiers au Canada, en utilisant quatre différentes définitions de la variation du taux bilatéral Canada-États-Unis. Tel que mentionné au Chapitre 2, le vecteur des fluctuations de la valeur de la monnaie canadienne sera séparé en composantes positives et négatives, en grandes et petites variations ainsi que transformé afin d'obtenir sa valeur absolue. Les quatre équations suivantes sont estimées :

$$R_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_{1,i}R_{m,t} + \beta_{2,i}\Delta s_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4.1)$$

$$R_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_{1,i}R_{m,t} + \beta_{2,i}^+\Delta s_t^+ + \beta_{2,i}^-\Delta s_t^- + \varepsilon_{i,t} \quad (4.2)$$

$$R_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_{1,i}R_{m,t} + \beta_{2,i}^{+1}\Delta s_t^{+1} + \beta_{2,i}^{-1}\Delta s_t^{-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (4.3)$$

$$R_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_{1,i}R_{m,t} + \beta_{2,i}^a|\Delta s_t| + \varepsilon_{i,t} \quad (4.4)$$

Afin d'estimer la sensibilité des firmes canadiennes aux fluctuations du taux de change, les équations 4.1 à 4.4 sont régressées, en panel, à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires. Les coefficients $\beta_{2,i}$, $\beta_{2,i}^+$, $\beta_{2,i}^-$, $\beta_{2,i}^{+1}$, $\beta_{2,i}^{-1}$ et $\beta_{2,i}^a$ témoignent donc de l'exposition des firmes canadiennes, dans l'ensemble, au risque de change. Le tableau 4.1 présente les résultats de ces régressions. Nous y trouvons d'abord un argument en faveur du MÉDAF, puisque les coefficients associés au rendement du marché et au taux sans risque, la constante, sont significatifs au seuil de 0,001 pour toutes les formes de variation du taux de change.

La première colonne du tableau 4.1, qui représente le cas d'un risque symétrique, indique que les fluctuations du taux de change, Δs_t , influencent significativement les rendements boursiers des 241 entreprises cotées en continu sur la Bourse de Toronto entre 1990 :2 et 2013 :8. Le coefficient est significatif au seuil de 0,001, indiquant la présence d'un risque de change. Ce résultat confirme ce que

TABLE 4.1: Sensibilité au risque de change des entreprises (1990 :2-2013 :8)

Variable	Symétrique	Asymétrique	Grande	Absolu
Rm,t	0.8578798*** (0.0366097)	0.84613897*** (0.0370677)	0.84467433*** (0.0382563)	0.8945624 *** (0.0368496)
Δs_t	0.37964486*** (0.06215)	-	-	-
Δs_t^-	-	0.70812327*** (0.1003592)	-	-
Δs_t^+	-	0.07528021 (.0883279)	-	-
Δs_{t-1}	-	-	0.73326783*** (0.1047361)	-
Δs_{t+1}	-	-	0.09328976 (0.0861179)	-
$ \Delta s_t $	-	-	-	-0.2864554 (0.0705271)
constante	1.599541*** (0.1340819)	1.9909101*** (0.1823282)	1.918553*** (0.1736065)	1.9411948*** (0.1822905)
R ²	0.0175	0.0176	0.0177	0.0172

Légende: * p<0.05; **p<0.01; ***p<0.001

Écarts-types entre parenthèses

Estimation d'un panel de 241 entreprises sur 283 périodes: 68203 observations.

plusieurs études ont déjà trouvé¹. Ces résultats sont également en faveur de l'hypothèse d'asymétrie de l'exposition au risque de change, puisqu'on y voit un coefficient très significatif pour les dépréciations du taux de change Canada-États-Unis ainsi que pour les grandes variations, négatives, de ce même taux de change. Par contre, la sensibilité du taux de rendement des firmes n'est pas significativement affectée par des variations positives de la valeur de la monnaie, même si ces changements sont d'ordre plus grand que un. Les coefficients estimés pour Δs_t^- et Δs_{t-1}^- sont environ deux fois plus élevés que celui rapporté pour Δs_t . Ceci indique que le fait de ne pas tenir compte de l'asymétrie peut provoquer une sous-estimation de l'impact du risque de change. Nous effectuons également le test suivant, à la suite duquel nous pouvons rejeter, au seuil de 1%, l'hypothèse nulle² :

$$H_0 : \beta_{2,i}^+ = \beta_{2,i}^-$$

$$H_A : \beta_{2,i}^+ \neq \beta_{2,i}^-$$

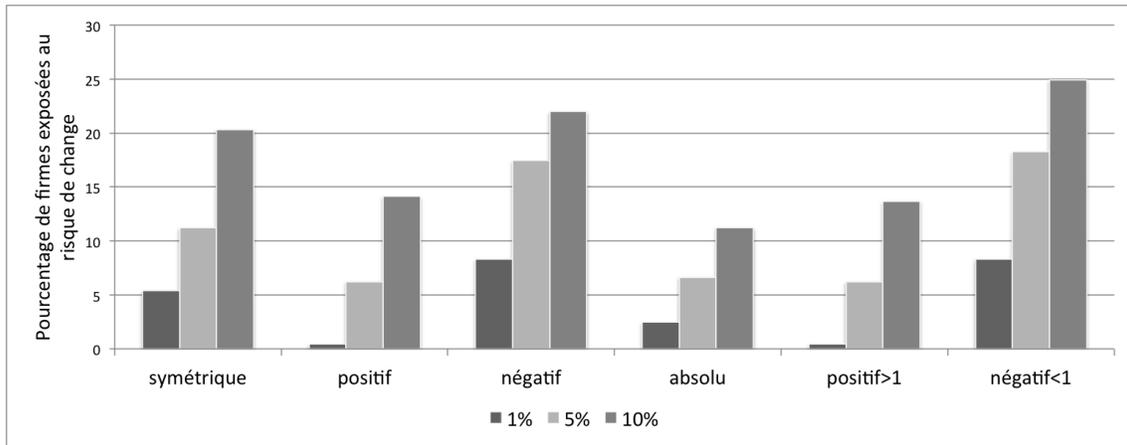
Comme le test est ici effectué en panel, il suit une loi $\chi^2(1)$. La statistique obtenue pour le test sur les coefficients $\beta_{2,i}^+$ et $\beta_{2,i}^-$ est 19,87 avec $prob > \chi^2 = 0,000$. Nous concluons ici que les appréciations et les dépréciations de la monnaie canadienne ont eu un impact significativement différent sur le rendement des entreprises au Canada, entre 1990 et 2013.

Nous notons également que le coefficient $\beta_{2,i}^a$ de l'équation 4.4 n'est pas significativement différent de zéro, le taux de rendement des entreprises cotées au Canada ne serait donc pas affecté par la valeur absolue d'une variation du taux de change.

1. Priestley et al. (2007), Nandah et Hammoudeh (2007) et Virk (2012) trouvent que les variations du taux de change expliquent une portion significative du rendement des entreprises.

2. Nous rejetons également, toujours au seuil de 1%, l'hypothèse nulle lors du test concernant les grandes variations du taux de change. Dans ce cas, $\chi^2(1) = 21,83$ et $prob > \chi^2 = 0,000$

FIGURE 4.1: Exposition des entreprises au risque de change (1990 :2-2013 :8)



L'une des contributions de ce mémoire est l'intérêt porté à la présence du risque de change au niveau des firmes. Nous désirons ici observer si l'impact est très différent d'une entreprise à l'autre, les estimations en panel ne permettant pas cette flexibilité. Pour ce faire, les équations 4.1 à 4.4 sont estimées individuellement pour chacune des 241 firmes, selon la méthode des moindres carrés ordinaires³. Nous repérons ensuite les firmes où les coefficients $\beta_{2,i}$, $\beta_{2,i}^+$, $\beta_{2,i}^{+1}$, $\beta_{2,i}^-$, $\beta_{2,i}^{-1}$ et $\beta_{2,i}^a$ sont significatifs, à 1%, 5% et 10%.

La figure 4.1 montre que si on ne distingue pas entre les changements positifs et négatifs du taux de change, c'est-à-dire dans le cas symétrique, 11,2% des rendements des entreprises sont influencées par Δs_t à 5%, et 20,33% le sont au seuil de significativité de 10%. La figure 4.1 montre aussi que les grandes variations négatives du taux de change affectent le plus haut pourcentage d'entreprises au Canada, 18,26% au seuil de 5% et 24,9% au seuil de 10%. Ce pourcentage d'un peu plus de 20% correspond à celui trouvé par Dominguez et Tesar (2006) pour cinq des huit pays de leur échantillon. Les changements positifs, les appréciations, influencent moins de firmes, tout comme les variations en valeur absolue. De plus, comme les changements négatifs et positifs du taux de change sont considérés simultanément dans les équations 4.2 et 4.3, il arrive parfois que les deux variables soient significatives, d'autres fois seulement Δs_t^+ ou Δs_t^- affecte $R_{i,t}$. En tout, 23,23% des entreprises ont un coefficient statistiquement différent de zéro, à 5%, pour au moins une des deux variables Δs_t^+ ou Δs_t^- et 33,61% à un taux de 10%. Pour Δs_t^{+1} et Δs_t^{-1} , ces proportions sont de 23,65% à un taux de significativité de 0,05 et 36,09% à un taux de 0,1.

Nous pouvons également tester, au niveau de la firme, l'égalité entre les coefficients $\beta_{2,i}^+$ et $\beta_{2,i}^-$. Tel que montré au Chapitre 2, l'estimation du coefficient associé à Δs_t^+ dans l'équation suivante permet

3. Pour contrôler l'hétéroscédasticité, la fonction «robust» de STATA est utilisée.

de tester l'hypothèse nulle de l'égalité entre $\beta_{2,i}^+$ et $\beta_{2,i}^-$ pour les 241 firmes de l'échantillon.

$$R_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_{1,i}R_{m,t} + (\beta_{2,i}^+ - \beta_{2,i}^-)\Delta s_t^+ + \beta_{2,i}^-\Delta s_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4.5)$$

Nous trouvons ainsi qu'au seuil de significativité de 5%, 20 firmes (8,30% de l'échantillon) obtiennent des coefficients $\beta_{2,i}^+$ et $\beta_{2,i}^-$ statistiquement différents. Nous pouvons procéder de la même façon pour tester l'égalité entre $\beta_{2,i}^{+1}$ et $\beta_{2,i}^{-1}$.

$$R_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_{1,i}R_{m,t} + (\beta_{2,i}^{+1} - \beta_{2,i}^{-1})\Delta s_t^{+1} + \beta_{2,i}^{-1}\Delta s_t^1 + \varepsilon_{i,t} \quad (4.6)$$

Où $\Delta s_t^1 = \Delta s_t^{+1} + \Delta s_t^{-1}$. De cette façon, nous estimons que le coefficient associé à Δs_t^{+1} est trouvé statistiquement différent de zéro, au seuil de 5%, pour 16 firmes (6,64% de l'échantillon).

Cette analyse en panel et au niveau des firmes individuelles appuie l'hypothèse apportée par Bartov et Bodnar (1994) afin d'expliquer la faiblesse des résultats empiriques concernant l'exposition des entreprises au risque de change. Ils suggèrent que l'imposition de l'hypothèse de symétrie de l'exposition au risque de change pourrait être la cause de la divergence entre les résultats obtenus empiriquement et les attentes théoriques. Nous obtenons ici l'exposition la plus importante lorsque l'impact des variations du taux de change tient compte du signe et de la magnitude de ces changements. Ces résultats sont comparables à ceux de Koutmos et Martin (2003), Muller et Verschoor (2006) et autres. Tel que mentionné au Chapitre 3, l'échantillon étudié présente deux tendances distinctes qui seront ici testées séparément.

4.1.1 Première sous-période (1990 :2-2001 :12)

La première moitié de l'échantillon, 1990 :2-2001 :12, est caractérisée de deux façons. Nous pouvons d'abord y voir une longue dépréciation de la monnaie canadienne, par rapport au dollar américain. Cette tendance, par opposition à la deuxième moitié de la période étudiée, est plutôt «lisse», c'est-à-dire qu'on n'y voit pas de changements brusques dans la valeur du taux de change⁴. Avec un écart-type de 0.6331184, presque deux fois moins important que celui de la deuxième sous-période, les variations du taux de change de la sous-période 1990 :2-2001 :12 sont les moins volatiles. Nous estimons donc, de la même manière qu'à la Section 4.1, le risque de change sur ce premier sous-échantillon.

Les équations 4.1 à 4.4 sont ici régressées en panel, avec la fonction *robust* de la méthode des moindres carrés ordinaires, afin d'évaluer les coefficients $\beta_{2,i}$, $\beta_{2,i}^+$, $\beta_{2,i}^-$, $\beta_{2,i}^{+1}$, $\beta_{2,i}^{-1}$ et $\beta_{2,i}^a$, et de détecter la présence, ou l'absence, d'un risque de change sur la période de dépréciation de la monnaie canadienne. Bien que les coefficients associés au risque de marché et au taux sans risque soient tous significatifs au seuil de 0,001, le tableau 4.2 présente des résultats sensiblement différents de ceux obtenus avec la régression sur la période entière. En effet, aucun des coefficients $\beta_{2,i}$, $\beta_{2,i}^+$, $\beta_{2,i}^-$, $\beta_{2,i}^{+1}$, $\beta_{2,i}^{-1}$ et $\beta_{2,i}^a$

4. Voir Figure 3.3.

TABLE 4.2: Sensibilité au risque de change des entreprises (1990 :2-2001 :12)

Variable	Symétrique	Asymétrique	Grande	Absolu
R _{m,t}	0.7168943*** (0.0500951)	0.7219641*** (0.0544746)	0.6950595*** (0.0581427)	0.7313432*** (0.0535556)
Δst	0.142598 (0.1532772)	-	-	-
Δst-	-	0.0011367 (0.3099736)	-	-
Δst+	-	0.3325148 (0.3399143)	-	-
Δs-1	-	-	0.5070267 (0.306774)	-
Δs+1	-	-	0.1585476 (0.2868485)	-
Δst	-	-	-	0.0939241 (0.287679)
constante	2.054383 *** (0.2265622)	1.904419*** (0.3756818)	2.211198*** (0.3216683)	1.928485*** (0.3741811)
R ²	0.0082	0.0083	0.0083	0.0082

Légende: * p<0.05; **p<0.01; ***p<0.001

Écarts-types entre parenthèses

Estimation d'un panel de 241 entreprises sur 143 périodes: 34463 observations.

n'est statistiquement significatif. Ces résultats ne permettent cependant pas de conclure que le taux de change flexible n'était pas une source de risque pour les entreprises entre 1990 et 2001. En effet, il est possible que l'effet des variations du taux de change soient plutôt capté par la variable $R_{m,t}$, représentant le portefeuille de marché, qui est significative pour les quatre cas étudiés⁵.

Toujours pour ce premier sous-échantillon, nous nous intéressons ensuite à la proportion de firmes affectées par la flexibilité du taux de change. L'effet des variations du taux de change et du portefeuille de marché sur les 241 rendements individuels est donc estimé. Nous trouvons que, sur la période 1990 :2-2001 :12, les fluctuations du taux de change ont représenté un risque rémunéré pour un pourcentage d'entreprises moins élevé que lors du test sur l'échantillon complet. Dans le cas symétrique, l'estimation de l'équation 4.1, 3,73% des rendements individuels ont été exposés au risque de change, au seuil de 5%, alors que 11,2% l'étaient à la figure 4.1. C'est à l'équation 4.3 que l'écart entre la première sous-période et l'échantillon complet est le plus important, alors que seulement 4,56% des coefficients $\beta_{2,i}^{-1}$ sont significativement différents de zéro, toujours au seuil de significativité de 5%, pour la première moitié de l'échantillon, contre 18,56% pour toute la période étudiée.

Afin de déterminer le nombre de firmes touchées par un changement négatif *ou* positif sur la période 1990 :2-2001 :12, nous soustrayons les cas où, aux équations 4.2 et 4.3, les rendements ont été influencés à la fois par une dépréciation et une appréciation de la monnaie. Nous trouvons, pour l'équation 4.2, que 6,64% des firmes sont exposées à Δs_t^+ ou Δs_t^- au seuil de 5% et 16,60% le sont au

5. L'étude de Priestley et al. (2007), souligne que l'exposition au risque de change du marché doit être considérée avant de s'intéresser à l'exposition des entreprises.

seuil de significativité de 10%. À l'équation 4.3, dans le cas des grandes variations du taux de change Canada-États-Unis, 10,37% des entreprises ont un coefficient $\beta_{2,i}^{+1}$ ou $\beta_{2,i}^{-1}$ significativement différent de zéro au seuil de 5%. Au seuil de 10%, cette proportion s'élève à 19,92%.

4.1.2 Deuxième sous-période (2002 :1-2013 :8)

Pour la deuxième moitié de l'échantillon à l'étude, la valeur, en dollars américains, d'un dollar canadien a eu une tendance à la hausse. Bien que, tel qu'illustré à la figure 3.3, l'évolution du taux de change ait une pente différente lors de la deuxième sous-période, la grande volatilité du sous-échantillon⁶ est d'un grand intérêt lors de l'estimation de la sensibilité des entreprises au risque de change. Nous effectuons donc une régression des équations 4.1 à 4.4 pour le panel de 241 firmes, sur les 140 dernières périodes de l'échantillon.

Les coefficients obtenus au terme de ces estimations sont, d'une part, très différents de ceux obtenus pour la première sous-période, et d'autre part se rapprochent des estimations faites pour l'échantillon complet. Les valeurs estimées pour $\beta_{0,i}$ et $\beta_{1,i}$, représentant le taux sans risque et le rendement du marché, sont toujours significatives au seuil de 0,001. Le tableau 4.3 rapporte également des résultats très significatifs pour les coefficients associés au risque symétrique et aux variations négatives, incluant les grands changements négatifs, de la valeur de la monnaie canadienne. Ces résultats se rapprochent de ceux présentés au tableau 4.1, pour la période 1990 :2-2013 :8. Le coefficient $\beta_{2,i}^a$, représentant l'effet de la valeur absolue des variations du taux de change, trouvé pour la deuxième sous-période est négatif, tout comme celui rapporté au tableau 4.1. Cependant, ce dernier coefficient est trouvé significativement différent de zéro, au seuil de 0,001, pour la deuxième moitié de l'échantillon, contrairement à l'estimation des premières 143 périodes et à celle de l'échantillon complet. Ce coefficient significativement négatif obtenu pour les variations absolues du taux de change est compatible avec l'étude de Kolari et al. (2008), qui trouvent que les actifs sensibles aux changements absolus du taux de change auront une espérance de rendement moins élevée que les autres actifs financiers.

Les coefficients $\beta_{2,i}^-$ et $\beta_{2,i}^{-1}$ présentés au tableau 4.3 indiquent que les variations négatives du taux de change ont eu un effet très significatif sur le rendement des entreprises pour la période 2002 :1-2013 :8. Dans une sous-période où la tendance générale de la valeur du dollar canadien est à la hausse, l'influence des changements négatifs, et des grands changements négatifs, de la monnaie peut être due à la forte volatilité du second sous-échantillon. En effet, tel qu'illustré à la figure 3.2, les variations du taux de change Canada-États-Unis ont été plus importantes à l'intérieur de la deuxième sous-période. Il est possible qu'il ait été plus difficile pour les entreprises et le marché d'anticiper les grands creux représentés à la figure 3.3 et que ce soit la raison pour laquelle les variations négatives du taux de change sont celles qui ont le plus influencé le rendement des entreprises sur la dernière moitié de l'échantillon.

6. Écart-type de 1,37 pour la période 2002 :1-2013 :8, voir Annexe A.

TABLE 4.3: Sensibilité au risque de change des entreprises (2002 :1-2013 :8)

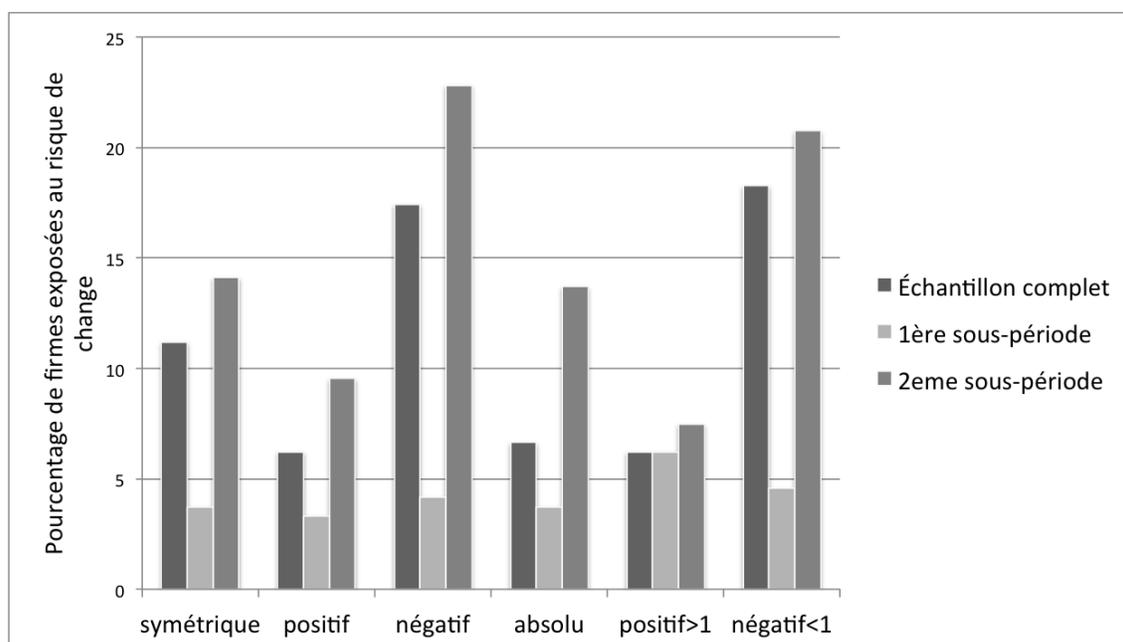
Variable	Symétrique	Asymétrique	Grande	Absolu
Rm,t	1.060686*** (0.0454035)	1.051478*** (0.0452752)	1.066808*** (0.0457732)	1.131641*** (0.046643)
Δst	0.4082297*** (0.0571948)	-	-	-
Δst-	-	0.8066968*** (0.0949064)	-	-
Δst+	-	0.0433488 (0.0844214)	-	-
Δs-1	-	-	0.721312*** (0.0883493)	-
Δs+1	-	-	0.0331332 (0.0810466)	-
Δst	-	-	-	-0.3463829*** (0.0686162)
constante	1.062527*** (0.1050896)	1.643836*** (0.1686288)	1.534152*** (0.1511004)	1.673948*** (0.1693837)
R ²	0.0521	0.0528	0.0524	0.0512

Légende: * p<0.05; **p<0.01; ***p<0.001

Écarts-types entre parenthèses

Estimation d'un panel de 241 entreprises sur 140 périodes: 33740 observations.

FIGURE 4.2: Exposition des entreprises au risque de change au seuil de 5%



Lors de l'estimation des rendements individuels des firmes de l'échantillon, nous trouvons que ce sont les changements négatifs du taux de change qui touchent, au seuil de 5%, le plus d'entreprises avec 22,82%. La variable Δs_t , quant à elle, influence le rendement de 14,10% des firmes à l'étude. Nous estimons également qu'au seuil de significativité de 5%, 29,88% des firmes sont influencées par Δs_t^+ ou Δs_t^- et 26,97% le sont par Δs_t^{+1} ou Δs_t^{-1} . Au seuil de 10%, ces proportions s'élèvent à 44,40% et 40,25%.

La figure 4.2 présente, à des fins de comparaison, le pourcentage de firmes exposées au risque de change, au seuil de 5%, pour l'échantillon complet ainsi que pour la première et la deuxième sous-période. On peut y voir que la proportion d'entreprises sensibles aux variations de la monnaie canadienne, pour toutes les définitions du risque de change, est plus élevée pour la deuxième moitié de l'échantillon. Nous remarquons également que le poids, à l'intérieur de l'échantillon complet, attribué à la période 2002 :1-2013 :8 semble être plus important que celui de la première partie de l'échantillon, spécialement lors de l'estimation du risque symétrique, des variations négatives et des grands changements négatifs.

L'analyse en panel de la seconde partie de l'échantillon est celle qui présente les statistiques R^2 , présentées aux tableaux 4.1, 4.2 et 4.3, les plus élevées⁷. Nous notons également que, pour les trois périodes étudiées à la section 4.1, l'équation 4.2 (4.3 dans le cas de l'estimation sur l'échantillon complet), reconnaissant l'asymétrie du risque de change, est celle qui est accompagnée du plus grand pouvoir explicatif. Tel que proposé par Bartov et Bodnar (1994), il est possible que les études rejetant la présence d'un risque associé à un taux de change flexible doivent leurs résultats à un risque de change strictement symétrique.

4.2 Analyse sectorielle du risque de change (1990 :2-2013 :8)

Pour les entreprises, il est possible de se protéger contre les risques introduits par un taux de change flexible. Tel que mentionné au Chapitre 2, une stratégie de maximisation des profits ou de maximisation des parts du marché peut atténuer les effets du risque de change pour la firme, ou laisser son taux de rendement être influencé par la volatilité de la monnaie seulement lorsque cela lui est bénéfique. Une opération de couverture, par exemple, peut dicter à l'avance le taux de change auquel une entreprise effectuera ses transactions, éliminant de ce fait tout risque lié aux fluctuations de la valeur de la monnaie. Une option sur devise, quant à elle, peut permettre à une firme d'exercer, ou non, le taux préalablement fixé, afin de laisser ses profits augmenter lorsque les changements du taux de change lui sont profitables. Dans ce dernier cas, l'effet du risque de change pourrait être asymétrique.

Qu'une entreprise poursuive un objectif de maximisation des profits ou un objectif de maximisa-

7. Tel que mentionné par Dominguez et Tesar (2006), nous pouvons nous attendre à un faible R^2 lors de régressions du MÉDAF. Nous l'utilisons ici afin de comparer les équations 4.1 à 4.4, ainsi que les sous-échantillons, en terme de pouvoir explicatif.

TABLE 4.4: Sensibilité au risque de change des entreprises selon le secteur (1990 :2-2013 :8)

Variable	Δst	$\Delta st-$	$\Delta st+$	$\Delta s-1$	$\Delta s+1$	$ \Delta st $
Secteur 1	0.8339892** (0.3184147)	1.450028** (0.4702191)	0.2631744 (0.4863634)	1.402568** (0.4525534)	0.2962222 (0.4632985)	-0.5278945 (0.4818992)
Secteur 2	0.036916 (0.2182288)	-0.0413183 (0.3836176)	0.109407 (0.3267354)	0.1956818 (0.3529718)	0.0575666 (0.3076278)	0.0779672 (0.2805012)
Secteur 3	1.075474** (0.3462767)	1.247704* (0.5916868)	0.9158881 (0.5602102)	1.390982** (0.5361125)	0.8658584 (0.5248418)	-0.083148 (0.6312051)
Secteur 4	0.253105 (0.2077901)	0.4904234 (0.258975)	0.0332082 (0.4412162)	0.5305901* (0.2241597)	0.023538 (0.406642)	-0.2085781 (0.3350264)
Secteur 5	-0.0369683 (0.1971412)	0.4893913 (0.3103332)	-0.5246875 (0.3092284)	0.6124425 (0.4465582)	-0.4441164 (0.2827716)	-0.5083896* (0.2504451)
Secteur 6	0.3790942* (0.1745857)	0.679887* (0.34052)	0.1003829 (0.2280937)	0.6033166 (0.3328602)	0.2453976 (0.2011702)	-0.2599058 (0.317528)
Secteur 7	0.1025877 (0.1390774)	-0.0256051 (0.2171205)	0.2213698 (0.2402454)	-0.0177294 (0.2048569)	0.1584864 (0.2227218)	0.1309757 (0.1812726)
Secteur 8	0.274906** (0.1053476)	0.8288311*** (0.15407)	-0.2383552 (0.1637612)	0.7743024*** (0.1447443)	-0.2117575 (0.1494243)	-0.5110067*** (0.1509078)
Secteur 9	-0.0145218 (0.222349)	-0.2578265 (0.3658723)	0.2109217 (0.2771566)	-0.4004305 (0.4079748)	0.186831 (0.2591319)	0.2325799 (0.2199644)

Légende: * p<0.05; **p<0.01; ***p<0.001

Écarts-types entre parenthèses

Estimation d'un panel de 241 entreprises sur 283 périodes: 68203 observations.

tion des parts de marché, il est possible que le secteur d'activité dans lequel elle évolue influence sa volonté, ou sa capacité, à se protéger contre le risque de change. Muller et Verschoor (2006) testent ainsi la relation entre le secteur d'activité d'une firme et son exposition au risque de change, avec un échantillon de 935 entreprises américaines. Ils trouvent que les secteurs 1 ; agriculture, secteur minier (à l'exception de l'extraction de pétrole et de gaz) et construction, 7 ; vente en gros et au détail, 8 ; finance, assurance et immobilier et 9 ; services, édition et communication, sont ceux qui sont le plus significativement exposés au risque de change.

Nous estimons ici l'exposition au risque de change des neuf secteurs. Le rendement équi pondéré de chaque secteur est d'abord utilisé lors de l'estimation des équations 4.1 à 4.4. Le rendement équi pondéré d'un secteur *sec* est défini comme suit :

$$R_{sec,t} = \frac{\sum_{i=1}^N R_{i,t}}{N}$$

Où N est le nombre d'entreprises oeuvrant dans le secteur d'activité *sec*. Nous obtenons donc un vecteur ligne de 283 composantes mensuelles pour chaque secteur à l'étude. Les coefficients $\beta_{2,i}^+$, $\beta_{2,i}^-$, $\beta_{2,i}^{+1}$, $\beta_{2,i}^{-1}$ et $\beta_{2,i}^a$ obtenus pour chaque secteur sont présentés au tableau 4.4. Nous remarquons une exposition au risque de change plutôt différente de celle trouvée pour l'ensemble de l'échantillon. En effet, les rendements de plusieurs secteurs, lorsque régressés individuellement, ne sont pas significativement affectés par une variation du taux de change Canada-États-Unis, ni par une variation négative

TABLE 4.5: Exposition des entreprises au risque de change au seuil de 5% (1990 :2-2013 :8)

Secteur	Δst	Δst^-	Δst^+	$\Delta s-1$	$\Delta s+1$	$ \Delta st $
1. Agriculture, secteur minier (à l'exception de l'extraction de pétrole et de gaz) et construction.	8,77%	14,04%	3,51%	17,54%	5,26%	3,51%
2. Extraction de pétrole et de gaz, industries reliées au raffinage du pétrole.	0,00%	0,00%	4,35%	4,35%	4,35%	8,69%
3. Industries primaires et secondaires du métal.	16,00%	8,00%	4,00%	8,00%	0,00%	0,00%
4. Alimentation, tabac, textile et industries reliées aux pâtes et papiers.	14,29%	28,57%	0,00%	28,57%	7,14%	7,14%
5. Machinerie industrielle et commerciale et équipement d'ordinateur. Électronique et autre équipement (à l'exception de l'équipement d'ordinateur). Produits chimiques.	5,26%	13,16%	13,16%	13,16%	10,53%	7,89%
6. Équipement de transport, instruments de mesure et autres. Transports, communications, électricité, gaz et services sanitaires. Compagnies d'énergie et d'électricité.	18,18%	27,27%	0,00%	18,18%	0,00%	0,00%
7. Vente en gros et au détail.	15,38%	23,08%	7,69%	23,08%	7,69%	0,00%
8. Finance, assurance et immobilier.	14,29%	28,57%	11,43%	25,71%	11,43%	14,29%
9. Services, édition et communication.	17,39%	30,43%	4,35%	30,43%	0,00%	13,04%
Total	11,20%	17,43%	6,22%	18,26%	6,22%	6,64%

Nous rapportons ici les pourcentages des firmes exposées au risque de change, au seuil de 5%.

de ce même taux, les variables les plus significatives au tableau 4.1.

Du côté des variations absolues du taux de change Canada-États-Unis, les coefficients trouvés significatifs, au seuil de 0,05 ou 0,001, sont négatifs. Les rendements des actifs provenant des secteurs 5 et 8 seraient donc négativement affectés par la flexibilité de la monnaie canadienne.

À l'instar de Muller et Verschoor (2006), les secteurs 1 et 8, respectivement l'agriculture, le secteur minier (à l'exception de l'extraction de pétrole et de gaz), construction et finance, assurance et immobilier, sont ici les plus significativement exposés au risque de change⁸. Al-Shboul et Anwar (2014) trouvent également une exposition significative pour le secteur financier canadien sur la période 2003-2011. Nous obtenons également des coefficients $\beta_{2,i}$, $\beta_{2,i}^-$ et $\beta_{2,i}^{-1}$ significatifs pour le secteur 3 ; industries primaires et secondaires du métal.

Nous nous intéressons ensuite à la présence d'asymétrie de l'exposition au risque de change des

8. Tel que montré au tableau 4.4.

rendements sectoriels, sur toute la période étudiée. Nous effectuons le test bilatéral suivant :

$$H_0 : \beta_{2,sec}^+ = \beta_{2,sec}^-$$

$$H_A : \beta_{2,sec}^+ \neq \beta_{2,sec}^-$$

Les régressions sur le rendement équipondéré d'un secteur sont effectuées avec la méthode des moindres carrés ordinaire, en contrôlant pour l'hétéroscédasticité. Dans ce cas, les tests effectués sur les coefficients suivent une loi de Fisher $F(1,279)$. Nous rejetons l'hypothèse nulle⁹ au seuil de 5% pour le secteur 5, avec $F = 4,05$ et $prob > F = 0,0451$. Au secteur 8, nous rejetons au seuil de 1% la statistique $F = 16,4$ avec $prob > F = 0,0001$.

Au niveau des firmes, nous remarquons, au tableau 4.5, que plusieurs secteurs ne présentant pas de coefficients significatifs au tableau 4.4 possèdent néanmoins d'importantes proportions de firmes dont les rendements sont influencés par les variations du taux de change bilatéral. Le secteur 9 ; services¹⁰, édition et communication, par exemple, ne présentait aucun coefficient significatif au seuil de 0,05 à la suite des régressions sur les rendements équipondérés. Le pourcentage de firmes exposées au risque de change, au seuil de 5%, présenté au tableau 4.5, pour ce secteur est toutefois parmi les plus élevés. On y voit que 30,43% des firmes de ce secteur sont significativement affectées par Δs_t^- et Δs_t^{-1} . La variable Δs_t , quant à elle, influence le rendement de 17,39% des entreprises oeuvrant dans ce secteur. L'importance des écarts-types rapportés au tableau 4.4 pourrait expliquer cette différence.

Toujours au niveau des entreprises, nous testons ensuite, pour chaque secteur d'activité économique, les équations reparamétrisées suivantes :

$$R_{sec,t} = \beta_{0,sec} + \beta_{1,sec} R_{m,t} + (\beta_{2,sec}^+ - \beta_{2,sec}^-) \Delta s_t^+ + \beta_{2,sec}^- \Delta s_t + \varepsilon_{sec,t}$$

$$R_{sec,t} = \beta_{0,sec} + \beta_{1,sec} R_{m,t} + (\beta_{2,sec}^{+1} - \beta_{2,sec}^{-1}) \Delta s_t^{+1} + \beta_{2,sec}^{-1} \Delta s_t^1 + \varepsilon_{sec,t}$$

Nous pouvons ainsi observer la distribution des 20 firmes pour lesquelles les coefficients $\beta_{2,i}^+$ et $\beta_{2,i}^-$ ont été trouvés différents, au seuil de 5%, à la section 4.1. Pour la deuxième équation, nous recherchons la distribution des 16 entreprises ayant présenté des coefficients $\beta_{2,i}^{+1}$ et $\beta_{2,i}^{-1}$ significativement différents. Dans les deux cas, nous remarquons que les entreprises où l'hypothèse nulle des coefficients égaux a été rejetée sont réparties assez également entre les 9 secteurs, entre zéro et trois firmes par secteur, à l'exception du secteur 8. En effet, neuf entreprises actives dans le secteur 8 ont présenté des coefficients $\beta_{2,i}^+$ et $\beta_{2,i}^-$ statistiquement différents. Pour les grandes variations du taux de change, 7 entreprises oeuvrent dans le secteur 8 ; finance, assurance et immobilier.

9. Les coefficients $\beta_{2,i}^{-1}$ et $\beta_{2,i}^{+1}$ sont également trouvés significativement différents pour les secteurs 5 et 8 exclusivement. Secteur 5 : $F = 2,79$ et $prob > F = 0,0959$. Secteur 8 : $F = 18,3$ et $prob > F = 0,000$.

10. Muller et Verschoor (2006) trouvent que le secteur des services est parmi ceux les plus exposés au risque de change

4.2.1 Première sous-période (1990 :2-2001 :12)

De la même façon que lors de l'analyse de l'échantillon complet, nous nous intéressons ici aux deux tendances observées pour le dollar canadien sur la période étudiée. Nous débutons ainsi avec les 143 premières observations mensuelles, entre 1990 :2 et 2001 :12, où la valeur d'un dollar canadien a diminué et où l'ampleur des variations était moins importante.

Les coefficients obtenus au terme des régressions effectuées à la section 4.1.1 n'étant pas significatifs au seuil de 0,05, c'est sans surprise que l'analyse sectorielle de la première sous-période produise des coefficients non significatifs¹¹. Lors de notre analyse empirique, certains secteurs présentent également des constantes, un rendement sans risque, statistiquement non significatives. Le rendement du portefeuille de marché, l'indice S&P/TSX, est par contre toujours significatif. Comme le rendement de l'indice S&P/TSX est le regroupement d'un grand nombre d'entreprises cotées sur la Bourse de Toronto et que celles-ci sont sujettes aux variations de la monnaie canadienne, le risque de change serait entièrement contenu dans $R_{m,t}$ sur la première moitié de l'échantillon.

4.2.2 Deuxième sous-période (2002 :1-2013 :8)

Lors de l'analyse sectorielle de l'échantillon complet, nous avons trouvé des rendements significativement exposés au risque de change pour les secteurs 1 ; agriculture, secteur minier (à l'exception de l'extraction de pétrole et de gaz) et construction, 3 ; industries primaires et secondaires du métal et 8 ; finance, assurance et immobilier. La dernière moitié de l'échantillon, entre 2002 :1 et 2013 :8, fournit des résultats plutôt semblables. Le tableau 4.6 présente les coefficients obtenus.

Les rendements équipondérés des secteurs 1, 3 et 8 sont significativement exposés au risque de change symétrique, ainsi qu'aux variations négatives du taux de change Canada-États-Unis. Pour la deuxième sous-période, les secteurs 5 et 6¹² présentent également des coefficients $\beta_{2,i}^-$ et $\beta_{2,i}^{-1}$ significatifs.

Ces résultats se rapprochent de ceux obtenus par Al-Shboul et Anwar (2014), qui testaient également l'exposition des secteurs canadiens au risque de change. Leur analyse sépare la période 2003-2011 par la crise financière de 2008 et trouve une exposition plus importante dans la période suivant la crise financière globale. Ils y trouvent 5 secteurs sur 13 (38% des secteurs) significativement influencés par les variations du taux de change. Nous trouvons ici que 5 des 9 (55%) secteurs actifs sur tout l'échantillon sont significativement exposés au risque de change sur la période 2002-2013.

Le secteur 8 (finance, assurance et immobilier), représente quant à lui une part importante de l'échantillon (37 des 241 entreprises) et semble amener une bonne part de la sensibilité face aux changements

11. Tableau à l'Annexe B.

12. Secteur 5 : Machinerie industrielle et commerciale et équipement d'ordinateur. Électronique et autre équipement (à l'exception de l'équipement d'ordinateur). Produits chimiques. Secteur 6 : Équipement de transport, instruments de mesure et autres. Transports, communications, électricité, gaz et services sanitaires. Compagnies d'énergie et d'électricité.

TABLE 4.6: Sensibilité au risque de change des entreprises selon le secteur (2002 :1-2013 :8)

Variable	$\Delta s t$	$\Delta s t-$	$\Delta s t+$	$\Delta s-1$	$\Delta s+1$	$ \Delta s t $
Secteur 1	0.7450016* (0.3417936)	1.427941** (0.5171647)	0.1196261 (0.544675)	1.224507* (0.4848332)	0.033868 (0.528948)	-0.5899076 (0.4243252)
Secteur 2	0.0900508 (0.2141858)	0.0409062 (0.3382607)	0.1350531 (0.3058356)	0.1021333 (0.3438142)	0.1156829 (0.292107)	0.0543787 (0.2310459)
Secteur 3	0.8969636* (0.3612635)	1.773212** (0.5773244)	0.0945732 (0.6325868)	1.649623** (0.5487407)	0.0098024 (0.6003752)	-0.761775 (0.4322705)
Secteur 4	0.1214432 (0.2338686)	0.4472805 (0.2461535)	-0.1769297 (0.4871527)	0.5120017* (0.2276915)	-0.1843959 (0.4517316)	-0.300881 (0.3319029)
Secteur 5	0.2213889 (0.1523135)	0.5573624** (0.1997706)	-0.0862658 (0.246443)	0.4628407* (0.2052355)	-0.0137376 (0.2318027)	-0.3022557 (0.1926143)
Secteur 6	0.3872673* (0.1619076)	0.719882** (0.2384942)	0.0826882 (0.2140497)	0.6647182** (0.2427673)	0.1475182 (0.2045506)	-0.2852768 (0.2604017)
Secteur 7	0.0923445 (0.1554176)	-0.1139822 (0.221817)	0.2812801 (0.2554631)	-0.0916821 (0.2203325)	0.2740858 (0.2411839)	0.2045768 (0.1876857)
Secteur 8	0.2924978** (0.1075274)	0.8143523*** (0.172349)	-0.1853703*** (0.1589908)	0.731437*** (0.1499071)	-0.1661395 (0.1457093)	-0.473748*** (0.1210916)
Secteur 9	0.2846122* (0.1425948)	0.1822003 (0.2149513)	0.3783919 (0.2322661)	0.1198022 (0.2200325)	0.3960178 (0.2130034)	0.1213697 (0.2183056)

Légende: * p<0.05; **p<0.01; ***p<0.001

Écarts-types entre parenthèses

Estimation d'un panel de 241 entreprises sur 140 périodes: 33740 observations.

dans le taux bilatéral. Nous voyons effectivement au tableau 4.6 que le rendement équi pondéré de ce secteur bénéficie d'une variation du taux de change ainsi que d'une dépréciation du dollar canadien. Les appréciations, au contraire, influencent négativement le rendement du secteur financier. La même chose se produit lorsque la variation en valeur absolue du taux de change est utilisée dans la régression.

4.3 Taille de l'entreprise (1990 :2-2013 :8)

Outre le secteur d'activité économique dans lequel une entreprise évolue, sa taille peut influencer sa capacité à se protéger contre le risque introduit par un taux de change flexible. À cet effet, les données tirées de l'étude de Samson (2013), représentant les taux de rendement au Canada entre 1971 et 2004, suggèrent une différence significative entre le rendement et la volatilité d'un portefeuille d'actifs de «petites» entreprises et ceux d'un portefeuille représentant les «grandes» firmes. Nous utilisons la valeur, sur le marché canadien¹³, des 241 firmes de l'échantillon afin de créer cinq portefeuilles de différentes tailles. Nous pouvons ainsi tester l'influence de l'importance d'une entreprise, telle que mesurée par sa valeur, sur l'exposition de celle-ci au risque de change.

Le rendement équi pondéré d'un portefeuille, sur les 283 mois étudiés, est calculé comme suit :

13. Données provenant de la base de données *Datastream*.

TABLE 4.7: Sensibilité au risque de change des entreprises, classification en début de période (1990 :2-2013 :8)

Variable	Δs_t	Δs_{t-}	Δs_{t+}	Δs_{t-1}	Δs_{t+1}	$ \Delta s_t $
Portefeuille 1	0.663604* (0.3294582)	1.371761** (0.5034652)	0.0074334 (0.4891121)	1.480756** (0.5265661)	0.0138029 (0.4602828)	-0.6294078 (0.4835384)
Portefeuille 2	0.4971145* (0.2490395)	0.8196577 (0.4571051)	0.1982493 (0.3746472)	0.7238097 (0.4478401)	0.2424 (0.3369189)	-0.271768 (0.4328305)
Portefeuille 3	0.5456134*** (0.1612214)	0.8888638*** (0.2517178)	0.2275612 (0.2834243)	0.9034687*** (0.2422736)	0.2632831 (0.2607587)	-0.2879467 (0.2652936)
Portefeuille 4	0.0969091 (0.1000957)	0.289245 (0.1547904)	-0.0813073 (0.1548467)	0.3779493** (0.1308339)	-0.0646315 (0.1425022)	-0.1773223 (0.1391735)
Portefeuille 5	0.0523979 (0.0675336)	0.082432 (0.114257)	0.0245687 (0.1175651)	0.0833328 (0.107885)	0.0093127 (0.1087599)	-0.0248387 (0.0988427)

Légende: * p<0.05; **p<0.01; ***p<0.001

Écart-types entre parenthèses

Estimation d'un panel de 241 entreprises sur 283 périodes: 68203 observations.

$$R_{p,t} = \frac{\sum_{i=1}^N R_{i,t}}{N}$$

Où N est le nombre d'entreprises contenues dans le portefeuille de taille p . Afin de contrôler pour la possibilité qu'une entreprise fasse partie de différents portefeuilles entre 1990 :2 et 2013 :8, nous séparons d'abord l'échantillon en cinq portefeuilles selon les valeurs en début de période, puis une seconde fois selon les valeurs en fin de période.

Nous remarquons d'abord, aux tableaux 4.7 et 4.8, que peu importe la période de référence, le portefeuille contenant les entreprises les plus grandes n'obtient aucun coefficient significatif. Ce résultat est assez intuitif, puisque des opérations de couverture coûteuses sont nécessaires pour qu'une firme puisse se protéger des fluctuations du taux de change. Les entreprises d'importante valeur peuvent également avoir les moyens d'éponger les effets des variations du taux de change, de manière à ce que le prix de leur action et les versements de dividendes ne soient pas touchés. Lorsque nous regardons la classification en fin de période, ni le portefeuille 5, les 20% les plus élevés, ni le portefeuille 4 ne semblent significativement affectés par les changements dans la valeur de la monnaie canadienne.

Pour les deux classifications, le portefeuille 1, contenant les plus petites entreprises, est très significativement influencé par les variations du taux de change. En effet, des coefficients $\beta_{2,i}$, $\beta_{2,i}^-$ et $\beta_{2,i}^{-1}$ sont trouvés significatifs pour le plus petit portefeuille.

Les différences les plus importantes entre les portefeuilles de taille en début de période et ceux de fin de période se retrouvent au milieu de l'échantillon ; c'est-à-dire aux portefeuilles 2 et 3. Nous obtenons en effet des coefficients $\beta_{2,i}$, $\beta_{2,i}^-$ et $\beta_{2,i}^{-1}$ significatifs au seuil de 0,001 pour le portefeuille 3 lorsque les valeurs au début de l'échantillon sont utilisées. Par contre, lorsque nous utilisons la valeur sur le marché des entreprises à la fin de l'échantillon, les portefeuilles 2 et 3 présentent des coeffi-

TABLE 4.8: Sensibilité au risque de change des entreprises, classification en fin de période (1990 :2-2013 :8)

Variable	Δs	Δs^-	Δs^+	Δs^{-1}	Δs^{+1}	$ \Delta s $
Portefeuille 1	0.6066217* (0.2784767)	1.200148** (0.3797851)	0.0566662 (0.3707868)	1.123655** (0.3923959)	0.1107873 (0.3523738)	-0.5236663 (0.3577564)
Portefeuille 2	0.7344069*** (0.208605)	1.334796*** (0.3302523)	0.1780924 (0.3102275)	1.232874*** (0.3187062)	0.159041 (0.2950324)	-0.5204822 (0.3631466)
Portefeuille 3	0.3545783* (0.1483418)	0.6119133** (0.2324055)	0.1161344 (0.222948)	0.6650931** (0.2258911)	0.1707906 (0.2075418)	-0.2200408 (0.216387)
Portefeuille 4	0.1988126 (0.1513174)	0.2196412 (0.327228)	0.179513 (0.2370848)	0.2906299 (0.2817523)	0.1884652 (0.2099496)	-0.004796 (0.2768618)
Portefeuille 5	-0.0411587 (0.0886612)	0.1053125 (0.1739874)	-0.1768773 (0.1812793)	0.304608 (0.2910773)	-0.1910187 (0.168751)	-0.1438323 (0.1533534)

Légende: * p<0.05; **p<0.01; ***p<0.001

Écart-types entre parenthèses

Estimation d'un panel de 241 entreprises sur 283 périodes: 68203 observations.

coefficients $\beta_{2,i}$, $\beta_{2,i}^-$ et $\beta_{2,i}^{-1}$ significativement différents de zéro. Les extrémités de l'échantillon, très petites et très grandes firmes, se révèlent être plus «stables», alors que nous observons du mouvement dans les trois portefeuilles médians. Globalement, nos résultats sont cohérents avec ceux obtenus par Samson (2013).

Du côté de l'asymétrie du risque de change, nous testons d'abord les coefficients obtenus lors de l'estimation des équations 4.2 et 4.3 pour les cinq tailles de portefeuilles. Les hypothèses suivantes sont testées pour chaque rendement de portefeuille de taille :

$$H_0 : \beta_{2,i}^+ = \beta_{2,i}^-$$

$$H_A : \beta_{2,i}^+ \neq \beta_{2,i}^-$$

Les tests effectués sur les coefficients $\beta_{2,i}^-$, $\beta_{2,i}^+$, $\beta_{2,i}^{-1}$ et $\beta_{2,i}^{+1}$ sont des tests F(1,279). Les résultats sont présentés au tableau 4.9. Peu de coefficients sont trouvés statistiquement différents lorsque les entreprises sont regroupées selon leur valeur sur le marché canadien. Par contre, que l'on utilise la classification faite en début de période ou celle faite en fin de période, les plus petits portefeuilles sont ceux où le risque de change est trouvé asymétrique.

Comme nous l'avons fait lors de l'analyse sectorielle du risque de change, nous désirons ensuite tester l'hypothèse de symétrie du risque de change au niveau des entreprises. Nous estimons donc, pour chaque portefeuille, les équations suivantes :

$$R_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_{1,i}R_{m,t} + (\beta_{2,i}^+ - \beta_{2,i}^-)\Delta s_t^+ + \beta_{2,i}^-\Delta s_t + \varepsilon_{i,t}$$

$$R_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_{1,i}R_{m,t} + (\beta_{2,i}^{+1} - \beta_{2,i}^{-1})\Delta s_t^{+1} + \beta_{2,i}^{-1}\Delta s_t^1 + \varepsilon_{i,t}$$

L'estimation des coefficients individuels des firmes révèle des résultats légèrement différents de ceux présentés au tableau 4.9. On trouve en effet que le portefeuille 5, portefeuille contenant les plus

TABLE 4.9: Test de l'asymétrie du risque de change (1990 :2-2013 :8)

Équation 4.2				Équation 4.3			
Taille	Statistique F	Prob>F	Décision	Taille	Statistique F	Prob>F	Décision
Début de période							
1	2.92	0.0888	rejet à 10 %	1	3.48	0.063	rejet à 10%
2	0.8	0.3706	non-rejet	2	0.6	0.4396	non-rejet
3	2.3	0.1305	non-rejet	3	2.61	0.1076	non-rejet
4	2.2	0.1395	non-rejet	4	4.39	0.0371	rejet à 5%
5	0.09	0.7605	non-rejet	5	0.19	0.6598	non-rejet
Fin de période							
1	4.21	0.0411	rejet à 5%	1	3.41	0.0658	rejet à 10%
2	4.78	0.0297	rejet à 5%	2	4.72	0.0307	rejet à 5%
3	1.93	0.1659	non-rejet	3	2.31	0.1296	non-rejet
4	0.01	0.9338	non-rejet	4	0.07	0.7963	non-rejet
5	0.81	0.3687	non-rejet	5	1.33	0.2502	non-rejet

grandes entreprises, est celui qui comporte le plus de firmes où les coefficients $\beta_{2,i}^-$, $\beta_{2,i}^+$, $\beta_{2,i}^{-1}$ et $\beta_{2,i}^{+1}$ sont trouvés significativement différents, au seuil de 5%. En utilisant la classification de début de période, 7 des 20 situations où l'hypothèse de symétrie du risque de change est rejetée¹⁴, à 5%, se trouvent dans le portefeuille 5. Pour les grandes asymétries du taux de change, 7 des 16 firmes font partie du portefeuille 5. Dans le cas de la classification de fin de période, nous trouvons 6 des 20 entreprises à l'intérieur du portefeuille 5 lors de l'estimation de l'équation 4.2. Pour l'équation 4.3, nous trouvons que 7 entreprises sur 16 font partie du plus grand portefeuille.

4.3.1 Analyse des sous-périodes

L'échantillon à l'étude, 1990 :2-2013 :8, étant caractérisé par deux tendances distinctes, nous estimons l'exposition au risque de change de chaque portefeuille sur les deux sous-périodes ; 1990 :2-2001 :12 et 2002 :1-2013 :8.

Le premier sous-échantillon, d'abord, est la période où le taux de change Canada-États-Unis a été le moins volatile. Tel qu'illustré au Chapitre 3, les variations de la monnaie canadienne, de 1990 à 2001, sont plutôt concentrées autour de zéro. Nous estimons donc les équations suivantes sur la

14. Voir la Section 4.1.

TABLE 4.10: Exposition au risque de change selon la taille du portefeuille (2002 :1-2013 :8)

Variable	Δs_t	Δs_t^-	Δs_t^+	Δs_{t-1}	Δs_{t+1}	$ \Delta s_t $
Portefeuille 1	0.6819512** (0.254781)	1.248026*** (0.3549074)	0.1635897 (0.3886533)	1.078401** (0.339364)	0.1632334 (0.3760984)	-0.4836127 (0.2968415)
Portefeuille 2	0.5910289** (0.2189276)	1.403063*** (0.3777705)	-0.1525598 (0.3301224)	1.214025*** (0.3418428)	-0.2021599 (0.3214086)	-0.7258946** (0.2759114)
Portefeuille 3	0.4510629** (0.1561672)	0.8492103** (0.2943619)	0.0864748 (0.2471715)	0.834649** (0.2880194)	0.0936063 (0.233251)	-0.3425211 (0.1746688)
Portefeuille 4	0.2328047 (0.14186)	0.4389605* (0.1737202)	0.0440255 (0.225704)	0.4028669* (0.1732331)	0.0456907 (0.2140463)	-0.1774155 (0.1819887)
Portefeuille 5	0.0392032 (0.0441259)	0.0067546 (0.0657377)	0.0689167 (0.0757056)	-0.0016759 (0.0612615)	0.057689 (0.0760169)	0.0342227 (0.0568324)

Légende: * p<0.05; **p<0.01; ***p<0.001

Écarts-types entre parenthèses

Estimation d'un panel de 241 entreprises sur 140 périodes: 33740 observations.

première sous-période, pour les cinq portefeuilles créés.

$$R_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_{1,i}R_{m,t} + \beta_{2,i}\Delta s_t + \varepsilon_{i,t}$$

$$R_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_{1,i}R_{m,t} + \beta_{2,i}^+\Delta s_t^+ + \beta_{2,i}^-\Delta s_t^- + \varepsilon_{i,t}$$

$$R_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_{1,i}R_{m,t} + \beta_{2,i}^+\Delta s_t^{+1} + \beta_{2,i}^-\Delta s_t^{-1} + \varepsilon_{i,t}$$

$$R_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_{1,i}R_{m,t} + \beta_{2,i}^a|\Delta s_t| + \varepsilon_{i,t}$$

Nous estimons les coefficients $\beta_{2,i}$, $\beta_{2,i}^-$, $\beta_{2,i}^+$, $\beta_{2,i}^a$, $\beta_{2,i}^{-1}$ et $\beta_{2,i}^{+1}$ en utilisant la classification faite à l'aide de la valeur des firmes au début de l'échantillon et une seconde fois avec les portefeuilles créés à partir de la valeur des entreprises à la fin de l'échantillon.

Pour la sous-période 1990 :2-2001 :12, les coefficients robustes obtenus ne sont pas significativement différents de zéro¹⁵. Ces résultats sont valides lorsque nous utilisons la classification de début de période ainsi que dans le cas des portefeuilles créés en fin de période. De plus, ces coefficients sont cohérents avec les analyses des sous-échantillons effectués aux sections 4.1 et 4.2, où nous ne trouvons pas d'argument en faveur d'une exposition au risque de change pour les entreprises actives à la Bourse de Toronto pour la première moitié de l'échantillon.

Le second sous-échantillon, 2002 :1-2013 :8, est celui où le taux de change bilatéral a été le plus volatile. Aux sections 4.1 et 4.2, cette sous-période de changements brusques dans la valeur de la monnaie canadienne est celle où nous avons trouvé le plus de coefficients significatifs. Lors de l'estimation des coefficients $\beta_{2,i}$, $\beta_{2,i}^-$, $\beta_{2,i}^+$, $\beta_{2,i}^a$, $\beta_{2,i}^{-1}$ et $\beta_{2,i}^{+1}$ pour chacun des portefeuilles de taille, sur la deuxième sous-période, nous trouvons des coefficients significatifs, principalement pour les portefeuilles de plus petite taille. Les coefficients obtenus pour chaque portefeuille, en utilisant la classification faite en fin

15. Tableaux aux Annexes C et D.

de période ¹⁶, sont présentés au tableau 4.10. Nous remarquons d'abord que le plus grand portefeuille, portefeuille 5, ne présente aucun coefficient significatif. De la même manière que lorsque nous avons estimé l'exposition au risque de change sur tout l'échantillon, les plus petits portefeuilles semblent être ceux qui sont le plus significativement exposés.

Nous remarquons également que les coefficients $\beta_{2,i}^-$ et $\beta_{2,i}^{-1}$ significatifs obtenus ont une valeur supérieure à l'unité pour les portefeuilles 1 et 2, alors que ces mêmes coefficients, toujours significatifs, sont inférieurs à l'unité aux portefeuilles 3 et 4. Nous trouvons donc que les plus petites entreprises sont davantage affectées par une dépréciation de la monnaie canadienne.

Les résultats empiriques présentés au Chapitre 4 montrent donc que les variations du taux de change affectent significativement les rendements de certaines entreprises cotées sur le marché boursier de Toronto, en plus de l'effet que ces fluctuations peuvent avoir sur le portefeuille de marché. Nous remarquons que cette exposition est plus prononcée lors des dépréciations de la monnaie canadienne. Suite à l'analyse sectorielle, les secteurs reliés à l'agriculture, au secteur minier (à l'exception de l'extraction de pétrole et de gaz), à la construction, aux finances, aux assurances et à l'immobilier semblent être les plus à risque. Nous obtenons également des résultats significatifs pour le secteur des industries primaires et secondaires du métal. De plus, les petites entreprises sont celles les plus exposées au risque de change. Du point de vue de l'investisseur, ces impacts différenciés peuvent servir de stratégie de diversification du portefeuille, dans le but de se protéger contre le risque de change.

16. Les résultats les plus significatifs sont obtenus avec cette classification, bien que les coefficients obtenus en utilisant la classification faite en début de période sont plutôt similaires. Tableau en Annexe E.

Conclusion

Ce mémoire propose d'estimer l'exposition au risque de change des entreprises au Canada, entre 1990 et 2013. Le risque de change est défini par la variation du rendement d'un actif financier expliquée par un changement dans le taux de change. Au sein d'économies ouvertes, la théorie économique prédit un effet significatif des variations du taux de change, pour les firmes oeuvrant dans le commerce international, les firmes important des matières premières et même pour les entreprises actives dans un secteur dominé par des firmes exportatrices ou importatrices. Les études empiriques peinent toutefois à trouver une exposition clairement significative. Plusieurs explications sont soulevées afin de justifier cet écart entre la théorie et les résultats empiriques. Bartov et Bodnar (1984) suggèrent qu'une potentielle asymétrie de l'impact du taux de change pourrait être la cause de la faible corrélation obtenue empiriquement. Muller et Verschoor (2006) expliquent cette asymétrie à l'aide des différentes opérations de couverture utilisées par les entreprises de certaines tailles et de certains secteurs.

La présente étude s'intéresse à l'impact des fluctuations du taux de change Canada-États-Unis sur les entreprises actives au Canada. Elle contribue à la littérature en utilisant le rendement des firmes individuelles, les rendements sectoriels équilibrés et les rendements de portefeuilles de différentes tailles, sur le marché canadien. Le signe et la magnitude des variations du taux de change sont également considérés. Nous trouvons qu'un peu plus de 10% des entreprises de l'échantillon sont significativement exposées au risque de change. Lorsque les périodes de dépréciation sont séparées des périodes d'appréciation, ce pourcentage peut augmenter jusqu'à 23%.

Lors de l'analyse sectorielle, quatre des neuf secteurs présents dans notre échantillon présentent des coefficients statistiquement différents de zéro. Ce résultat se rapproche de celui de Al-Shboul et Anwar (2014) qui trouvent une exposition au risque de change, au Canada, pour 4 des 13 secteurs de leur étude. Certains secteurs semblent donc être en mesure de se protéger contre les variations de la monnaie et il serait possible de diversifier le risque de change à l'aide d'investissements dans différents secteurs. En divisant l'échantillon en portefeuilles de différentes tailles, aucune exposition au risque de change n'est trouvée pour les plus grandes firmes de l'échantillon, un autre indice de la capacité de certaines firmes à se couvrir contre le risque introduit par un taux de change flexible.

Comme la période étudiée présente deux tendances distinctes de la valeur de la monnaie canadienne,

toutes les estimations sont effectuées, en second lieu, séparément sur deux sous-périodes. Ces tests, performés à chacune des sections, dévoilent une tendance claire. La première sous-période, de 1990 à 2001, ne contient aucune trace d'une exposition au risque de change. Cette période de dépréciation du dollar canadien est la moins volatile de l'échantillon, ce qui pourrait expliquer que l'effet des variations du taux de change soit complètement contenu dans les variations du rendement du marché. La deuxième sous-période, au contraire, en est une d'appréciation et de forte volatilité pour la monnaie canadienne. C'est sur cette moitié de l'échantillon que nous trouvons les résultats significatifs, qui semblent s'imposer sur toute la période à l'étude.

Bien que nous trouvions un risque de change présent sur le marché canadien, concentré sur la période de 2002 à 2013, d'autres méthodologies pourraient permettre des résultats plus concluants. Al-Shboul et Anwar (2014), par exemple, proposent l'hypothèse d'une exposition non-linéaire. D'un autre côté, les outils financiers disponibles peuvent être la cause des faibles résultats empiriques. Dans ce cas, une enquête auprès des firmes serait nécessaire afin d'éventuellement déterminer la raison pour laquelle certaines entreprises semblent être en mesure d'échapper au risque de change prédit par la théorie économique.

Bibliographie

Adler, M., & Dumas, B. (1984). Exposure to Currency Risk : Definition and Measurement. *Financial Management* 13 (2), 41-50.

Al-Shboul, M. & Anwar, S. (2014). Foreign exchange rate exposure : Evidence from Canada. *Review of Financial Economics* 23, 18-29.

Aspergis, N., Artikis, P., & Sorros, J. (2011). Asset pricing and foreign exchange risk. *Research in International Business and Finance* 25, 308-328.

Bartov, E., & Bodnar, G. M. (1994). Firm Valuation, Earnings Expectations, and the Exchange-Rate Exposure Effect. *The Journal of Finance* 49 (5), 1755-1785.

Bartram, S., & Bodnar, G. M. (2012). Crossing the lines : The conditional relation between exchange rate exposure and stock returns in emerging and developed markets. *Journal of International Money and Finance* 31, 766-792.

Doidge, C., Griffin, J. & Williamson, R. (2006). Measuring the economic importance of exchange rate exposure. *Journal of Empirical Finance* 13, 550-576.

Dominguez, K. M., & Tesar, L. L. (2006). Exchange rate exposure. *Journal of International Economics* 68, 188-218.

Kolari, J., Moorman, C. T. & Sorescu, M. S. (2008). Foreign exchange risk and the cross-section of stock returns. *Journal of International Money and Finance* 27, 1074-1097.

Koutmos, G., & Martin, A. D. (2003). Asymmetric exchange rate exposure : theory and evidence. *Journal of International Money and Finance* 22, 362-383.

Muller, A., & Verschoor, W. F. (2006). Asymmetric foreign exchange exchange risk exposure : Evidence from U.S. multinational firms. *Journal of Empirical Finance* 13, 495-518.

Nandha, M. & Hammoudeh S. (2007). Systematic risk, and oil price and exchange rate sensitivities in Asia-Pacific stock markets. *Research in International Business and Finance* 21, 326-341.

Priestley, R. & Odegaard B. A. (2007). Linear and nonlinear exchange rate exposure. *Journal of International Money and Finance* 26, 1016-1037.

Samson, L. (2013). Asset prices and exchange risk : Empirical evidence from Canada. *Research in International Business and Finance* 28, 35-44.

Virk, N. S. (2012). Stock returns and macro risks : Evidence from Finland. *Research in International Business and Finance* 26, 47-66.

Annexe A

Statistiques descriptives du rendement du marché et du changement du taux de change (1990 :2-2013 :8)

(1990:2-2001:12)			(2002:1-2013:8)		
Variable	Moyenne	Écart-type	Variable	Moyenne	Écart-type
$R_{m,t}$	0.8045349	4.542825	$R_{m,t}$	0.6410411	3.963335
$ \Delta st $	0.9100095	0.6331184	$ \Delta st $	1.521583	1.372233

Source: CANSIM

Les statistiques présentées à l'Annexe A montrent que les deux sous-périodes se différencient par leur volatilité. La première sous-période, 1990 :2-2001 :12, a un écart-type deux fois moins important que celui de la deuxième sous-période, 2002 :1-2013 :8. La première partie de l'échantillon est également caractérisée par une dépréciation de la valeur de la monnaie canadienne, et présente une moyenne inférieure à celle de la deuxième moitié.

Annexe B

Exposition au risque de change des entreprises selon le secteur d'activité (1990 :2-2001 :12)

Variable	Δst	$\Delta st-$	$\Delta st+$	$\Delta s-1$	$\Delta s+1$	$ \Delta st $
Secteur 1	-0.2693189 (0.4500207)	-0.3347279 (0.8769854)	-0.1815051 (0.8479324)	-0.2828898 (0.8008857)	-0.2341838 (0.641571)	0.1876478 (0.7765765)
Secteur 2	-0.3410061 (0.3569421)	-0.58475 (0.6712419)	-0.0137716 (0.7787013)	-0.1840726 (0.5816889)	0.0730729 (0.625817)	0.414225 (0.6236054)
Secteur 3	0.3048432 (0.4476066)	-0.3063377 (0.8817134)	1.125375 (0.9240888)	0.3776012 (0.7611471)	0.1386823 (0.7879777)	0.5396899 (0.8046415)
Secteur 4	0.1245442 (0.4595086)	-0.6728461 (0.8042517)	1.195068 (0.9127105)	0.5208165 (0.7303341)	0.9423434 (0.7937805)	0.8216327 (0.7381313)
Secteur 5	0.1835963 (0.5864841)	-0.140993 (1.062483)	0.6193687 (1.655586)	1.091975 (1.353368)	0.7239772 (1.489443)	0.2772871 (1.118785)
Secteur 6	-0.0852107 (0.5864478)	0.3752776 (0.9086025)	-0.7034322 (1.20857)	1.192305 (0.8689133)	-0.8193855 (1.13547)	-0.4687722 (0.8364038)
Secteur 7	0.5181601 (0.4686574)	0.2378505 (0.7737291)	0.8944855 (1.003139)	0.2692419 (0.6979744)	0.5560322 (0.9031765)	0.0847637 (0.7230919)
Secteur 8	0.6863699 (0.3586568)	0.9988462 (0.9564782)	0.2668595 (1.124306)	1.235976 (0.6584599)	0.0294415 (0.812544)	-0.6382337 (0.9583013)
Secteur 9	0.3788124 (0.4270916)	0.3252611 (0.8225191)	0.4507068 (1.26591)	0.8116205 (0.5675921)	0.3769438 (1.094063)	-0.1041799 (0.8684253)

Légende: * p<0.05; **p<0.01; ***p<0.001

Écart-types entre parenthèses

Estimation d'un panel de 241 entreprises sur 143 périodes: 34463 observations.

Annexe C

Exposition au risque de change des entreprises selon la taille du portefeuille (1990 :2-2001 :12) (i)

Variable	Δst	$\Delta st-$	$\Delta st+$	$\Delta s-1$	$\Delta s+1$	$ \Delta st $
Portefeuille 1	0.3519068 (0.7856155)	0.0195472 (1.482105)	0.798111 (1.890311)	1.287275 (1.498505)	0.2328345 (1.595632)	0.213412 (1.429957)
Portefeuille 2	0.0175822 (0.5286872)	-0.853408 (1.011376)	1.186917 (1.209545)	-0.4220783 (0.8864016)	0.8924412 (1.014787)	0.9484281 (0.9573914)
Portefeuille 3	0.4895545 (0.3475771)	0.8115215 (0.7017909)	0.0573025 (0.9833323)	1.159275* (0.5524444)	0.292639 (0.8149532)	-0.5639846 (0.7240796)
Portefeuille 4	-0.1853106 (0.1830699)	-0.0719344 (0.3371035)	-0.3375221 (0.4232506)	0.2806916 (0.2697048)	-0.3967708 (0.3535752)	-0.044724 (0.3170672)
Portefeuille 5	0.0151588 (0.2013464)	0.0909283 (0.3800646)	-0.0865644 (0.5299544)	0.141904 (0.3089553)	-0.259075 (0.4765595)	-0.089685 (0.3794027)

Légende: * p<0.05; **p<0.01; ***p<0.001

Écart-types entre parenthèses

Estimation d'un panel de 241 entreprises sur 143 périodes: 34463 observations.

Classification en début de période

Annexe D

Exposition au risque de change des entreprises selon la taille du portefeuille (1990 :2-2001 :12) (ii)

Variable	Δst	$\Delta st-$	$\Delta st+$	$\Delta s-1$	$\Delta s+1$	$ \Delta st $
Portefeuille 1	0.5084682 (0.6937661)	0.1115204 (1.115027)	1.041384 (1.508021)	0.6416054 (1.039419)	0.7797407 (1.380436)	0.216954 (1.061171)
Portefeuille 2	0.7936591 (0.4214762)	0.7195911 (0.9281059)	0.8930981 (1.15026)	1.126727 (0.7208079)	0.667008 (0.905421)	-0.2601193 (0.9297969)
Portefeuille 3	-0.138476 (0.3446071)	-0.2333741 (0.6612885)	-0.011072 (0.8070762)	0.0893483 (0.5677045)	0.0411107 (0.6736926)	0.1637289 (0.6261696)
Portefeuille 4	-0.2143971 (0.2933929)	-0.7486943 (0.5832302)	0.5029155 (0.6675799)	-0.1810949 (0.4932013)	0.2382612 (0.5679451)	0.6786694 (0.5458821)
Portefeuille 5	-0.2811501 (0.2976126)	0.1856222 (0.6535075)	-0.9078082 (0.8644169)	0.9064605 (0.9966764)	-1.074145 (0.751388)	-0.3913805 (0.6577564)

Légende: * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$

Écarts-types entre parenthèses

Estimation d'un panel de 241 entreprises sur 143 périodes: 34463 observations.

Classification en fin de période

Annexe E

Exposition au risque de change des entreprises selon la taille du portefeuille (2002 :1-2013 :8)

Variable	Δst	$\Delta st-$	$\Delta st+$	$\Delta s-1$	$\Delta s+1$	$ \Delta st $
Portefeuille 1	0.7518956* (0.3035843)	1.41056** (0.4635606)	0.1487494 (0.5140219)	1.255796** (0.4287015)	0.1045228 (0.487628)	-0.5661677 (0.3650447)
Portefeuille 2	0.5304731* (0.23781)	1.193309*** (0.324652)	-0.076493 (0.3738721)	1.044521** (0.3135223)	-0.0712946 (0.3540929)	-0.5885343 (0.3117)
Portefeuille 3	0.5137237** (0.1802807)	0.8907789** (0.3053784)	0.1684499 (0.301842)	0.7872661** (0.281141)	0.1508406 (0.2836209)	-0.3171888 (0.2409349)
Portefeuille 4	0.1632896 (0.1035307)	0.4050052** (0.1326858)	-0.0580522 (0.1658891)	0.4021418** (0.1293639)	-0.0487093 (0.1580557)	-0.2171243 (0.1260262)
Portefeuille 5	0.0318256 (0.0654508)	0.0387083 (0.0965586)	0.0255231 (0.1230454)	0.0311961 (0.0895277)	0.0243669 (0.1154152)	-0.0039259 (0.088557)

Légende: * p<0.05; **p<0.01; ***p<0.001

Écarts-types entre parenthèses

Estimation d'un panel de 241 entreprises sur 143 périodes: 34463 observations.

Classification en début de période