

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

L'ESTIMATION DU COÛT DU CAPITAL DANS LES MARCHÉS
ÉMERGENTS: UNE APPLICATION AU SECTEUR ALIMENTAIRE
DU VIETNAM

MÉMOIRE PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE DE LA MAÎTRISE

EN ADMINISTRATION DES ENTREPRISES

PAR

DOAN THI LIEN HUONG

AOÛT 2006

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 -Rév.01-2006). Cette autorisation stipule «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX.....	vi	
LISTE DES FIGURES.....	viii	
LISTE DES SYMBOLES.....	ix	
RÉSUMÉ.....	xii	
INTRODUCTION.....	1	
CHAPITRE I		
RECENSION DES ÉCRITS SUR LES VARIANTES DU MODÈLE CAPM ET LES AUTRES MODÈLES UTILISÉS POUR ESTIMER LE COÛT DU CAPITAL DANS LES MARCHÉS ÉMERGENTS.....		7
1.1	Marchés émergents et CAPM.....	7
1.1.1	Marchés émergents.....	7
1.1.2	Défaillances du CAPM pour les marchés émergents.....	11
1.2.	Variantes du modèle CAPM.....	17
1.2.1	CAPM global (ICAPM).....	17
1.2.2	CAPM global multifacteur.....	18
1.2.3	ICAPM hybride.....	19
1.2.4	CAPM local plus le risque pays.....	20
1.2.5	CAPM local ajusté.....	23
1.2.6	CAPM hybride ajusté.....	24
1.2.7	Modèle d'Ibbotson Associates.....	25
1.2.8	Modèle de Damodaran.....	25
1.2.9	Modèle de CSFB.....	26
1.3	Autres modèles non reliés au CAPM.....	27
1.3.1	Modèle Godfrey-Espinosa :.....	27
1.3.2	Modèle d'Estrada.....	29
1.3.3	Modèle de coût du capital sous entendu.....	31

1.3.4	Modèle Erb-Harvey-Viskanta (EHV)	32
CHAPITRE II		
LE MARCHÉ BOURSIER DU VIETNAM.....		34
2.1	Principaux indicateurs boursiers	34
2.2	Le marché boursier vietnamien.....	38
2.2.1	Histoire et mécanisme de fonctionnement	38
2.2.2	Caractéristiques du marché	41
2.2.3	Transactions des investisseurs étrangers	47
2.2.4	Performance du marché.....	48
CHAPITRE III		
MÉTHODOLOGIE: L'ESTIMATION DU COÛT DU CAPITAL AU VIETNAM .		51
3.1	Choix des modèles	51
3.2	Spécifications des modèles	52
3.3	Données.....	56
CHAPITRE IV		
L'ESTIMATION DU COÛT DU CAPITAL DANS LE SECTEUR		
ALIMENTAIRE: ANALYSE DES RÉSULTATS		59
4.1	Étape 1: Application du modèle de marché au Vietnam, au Japon et à l'Australie pour le secteur alimentaire	59
4.2	Étape 2 : Analyse de la relation entre le rendement du marché du Vietnam et celui du Japon et de l'Australie.....	74
4.3	Étape 3 : Application des modèles permettant d'estimer le coût du capital au Vietnam.....	79
4.3.1	Taux sans risque global R_{fG}	80
4.3.2	Prime de risque global ($R_{mG} - R_{fG}$)	81
4.3.3	Prime de risque de pays R_C	81
4.3.4	Bêta local (β_{iL}).....	82
4.3.5	Prime de risque local ($R_{ML} - R_{fL}$)	82
4.3.6	Coefficient de détermination dans la relation entre le risque de pays et le risque d'un titre ou d'un portefeuille ($1 - R_i^2$).....	82

4.3.7	Coefficient de détermination dans la régression de risque de pays sur le risque de marché des actions du pays ($1 - R^2$).....	84
4.3.8	Bêta du pays (β_{LG}).....	85
4.3.9	Bêta du pays dans le modèle d'Espinosa ($0.6 \sigma_i / \sigma_{US}$).....	85
4.3.10	Rapport entre la volatilité des actions et celle de la dette souveraine σ_e/σ_d :	86
4.3.11	Bêta d'entreprises internationales comparables (β_{GG}).....	87
CONCLUSION		89
APPENDICE A		
ÉVALUATION DE LA PERFORMANCE DU VIETNAM DE «COUNTRY POLICY AND INSTITUTIONAL ASSESSMENT.....		93
APPENDICE C		
RÉPARTITION DES EMPLOIS SELON LES SECTEURS ÉCONOMIQUES (MILLIERS DE PERSONNES)		95
APPENDICE D		
LISTE DES ENTREPRISES DE COURTAGE SUR LE MARCHÉ DU VIETNAM		96
APPENDICE E		
VALEUR DES IMPORTATIONS ET EXPORTATIONS VIETNAMIENNES EN 2004.....		98
APPENDICE F		
TAUX D'INTÉRÊTS AU JAPON		99
F.1.	Taux d'escompte officiel du Japon	99
F.2.	Taux de rendement des obligations du gouvernement du Japon	99
F.3	Rendement des obligations émises en 2005.....	99
APPENDICE G		
STATISTIQUES DES INDICES ET SOUS INDICES ALIMENTAIRES DU VIETNAM, DE L' AUSTRALIE ET DU JAPON.....		101

APPENDICE H	
TEST DE RACINE UNITAIRE AUX SÉRIES	103
BIBLIOGRAPHIE	105

LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
1.1 Statistiques des rendements mensuels des pays	15
1.2 Estimation du coût des capitaux propres des pays émergents.....	288
1.3 Mesure de risque et coût des capitaux propres des pays asiatiques	30
1.4 Rendement des marchés émergents asiatiques.....	33
2.1 Principaux indicateurs économiques du Vietnam	35
3.1 Modèles à estimer	56
4.1 Statistiques du rendement hebdomadaire des indices et sous indices alimentaires sur les marchés du Vietnam, de l’Australie et du Japon.....	61
4.2 Estimation du modèle de marché au Vietnam.....	62
4.3 Test de Chow de point d’interruption dans le marché vietnamien	63
4.4 Test de l’effet d’ARCH sur le modèle du marché au Vietnam	64
4.5 Estimation du modèle (14) avec le modèle GARCH (4,1)	66
4.6 Estimation par MCO du modèle du marché japonais	70
4.7 Test de l’effet ARCH sur le marché japonais	70
4.8 Estimation du modèle du marché japonais par GARCH (2,1).....	71
4.9 Estimation du modèle du marché australien par MCO	73

4.10	Estimation du modèle (17) par MCO.....	75
4.11	Test de Wald sur la valeur zéro du coefficient.....	76
4.12	Test de la pertinence de deux variables $R_{ASXfood}$ et $R_{TOPIXfood}$	77
4.13	Modèles à appliquer pour estimer le coût du capital au Vietnam.....	79
4.14	Rendement annuel du marché américain.....	81
4.15	Rating du risque de pays pour le Vietnam.....	83
4.16	Régression du rendement du secteur alimentaire du Vietnam sur le rating du crédit.....	84
4.17	Régression du rendement du marché du Vietnam sur le rating du crédit.....	84
4.18	Estimation du bêta du Vietnam par rapport au S&P500.....	85
4.19	Statistiques des rendements de VNIndex et S&P500.....	86
4.20	Estimation du coût du capital par les modèles locaux ajustés, CAPM hybride ajusté, Damodaran, Espinosa et EHV.....	87

LISTE DES FIGURES

Figure	Page
2.1 Volume et valeur des transactions.....	44
2.2 VN-Index dans la période de 2000 à mars 2006	49

LISTE DES SYMBOLES

$E(R_i)$	Rendement espéré du titre i
A_i	Coefficient de variation de l'indice local divisé par le coefficient de variation du marché américain
CCR_{it}	Rating du crédit du pays i pour la période t (d'après « Institutional Investor »)
$E(R_m)$	Rendement espéré du portefeuille du marché
k_i	Coût du capital (taux de rendement exigé pour le titre i ou portefeuille i)
K_i	Facteur d'ajustement pour présenter l'interdépendance entre le taux sans risque et la prime de risque du marché. $K=0.60$ (modèle de Hauptman et Natella)
R^2	Coefficient de détermination de la régression de la volatilité du marché des actions du pays i sur la volatilité du marché des obligations
R_{ASX}	Taux de rendement du marché australien
$R_{ASXfood}$	Taux de rendement du secteur alimentaire au marché australien
R_C	Prime de risque de pays
R_f	Taux sans risque du pays origine de l'investisseur (modèle du CAPM local plus le risque pays)
R_f	Taux sans risque du marché domestique
R_{fVN}	Taux sans risque au Vietnam
R_{fASXt}	Taux sans risque au marché australien
R_{fG}	Taux de rendement sans risque du marché global
$R_{fTOPIXt}$	Taux de rendement sans risque du Japon
R_{fUS}	Taux sans risque du marché américain

R_i^2	Coefficient de détermination de la régression de la volatilité du titre i sur la volatilité du marché des obligations
R_{mG}	Taux de rendement du marché global
R_{Mi}	Ratio du semi-écart type de rendement par rapport au moyen du marché i et le semi-écart type de rendement par rapport au moyen du marché mondial
R_{mi}	Taux de rendement du marché domestique
R_{mUS}	Taux de rendement au marché américain
R_{TOPIX}	Taux de rendement du marché du Japon
$R_{TOPIXfood}$	Taux de rendement du secteur alimentaire au marché du Japon
R_{VN}	Taux de rendement du marché au Vietnam
R_{VNfood}	Taux de rendement du secteur alimentaire au Vietnam
α	Facteur constant obtenu de la régression du rendement du titre i sur le rendement du marché mondial (Modèle d'Ibbotson Associates)
β_{GG}	Bêta moyen des entreprises comparables cotées dans le marché global,
β_i	Mesure de risque du titre i ou portefeuille i définie par $cov(R_i, R_m)/var(R_m)$ (modèle CAPM général)
β_i	Mesure de risque du titre i par rapport au marché domestique
β_{iG}	Bêta du titre i par rapport au portefeuille global
β_{iL}	Covariance du rendement du titre i avec un indice local
β_{LG}	Bêta du pays présenté par la pente de la régression de l'index boursier local sur l'index global
β_{US}	Bêta de l'industrie comparable au marché américain
ε_t^2	Carrés des résidus des modèles de régression pour la période t

λ	Coefficient représenté le niveau d'intégration d'une marché (modèle de ICAPM hybride)
σ_d	Écart type des rendements du marché des obligations du pays
σ_e	Écart type des rendements du marché des actions du pays
σ_i	Écart type des rendements du marché du pays i
σ_t^2	Variance des rendements
σ_U	Écart type du rendement du marché des États-Unis

REMERCIEMENTS

La rédaction de ce travail de maîtrise n'aurait été possible sans le soutien de certaines personnes que je tiens ici à remercier sincèrement.

Je souhaite d'abord exprimer mes plus chaleureux remerciements à Monsieur Michel Y. Bergeron, professeur au département de stratégie des affaires et directeur de ce mémoire, pour m'avoir donné de précieux conseils et m'avoir fait confiance tout au long de ce mémoire en me laissant orienter mon travail selon mes aspirations. Sa disponibilité et ses encouragements m'ont permis de réaliser ce travail dans les meilleurs délais et dans des conditions optimales.

Je remercie aussi Monsieur Maher Kooli et Monsieur Komlan T. Sedzro, professeurs au département de stratégie des affaires pour avoir accepté de participer au comité.

J'exprime toute ma reconnaissance à Monsieur Guy Goulet et au personnel du Centre des études sur le Vietnam de l'UQÀM, pour l'excellent appui –en tant au niveau financier que personnel- qu'ils m'ont apporté au fil de mes années d'études à Montréal.

Mes remerciements vont également à Monsieur Hoang Thach Lan de la Bourse de Ho Chi Minh Ville pour son aide au cours du processus de cueillette des données.

J'exprime enfin mes plus sincères remerciements à mes parents, ma sœur et mon copain qui m'ont toujours soutenue et encouragée dans les moments les plus difficiles de ma vie.

RÉSUMÉ

Dans un contexte de marchés développés tels ceux du Canada ou des États-Unis, le modèle d'équilibre des actifs financiers (CAPM) est le plus utilisé par les praticiens pour estimer le coût du capital et ce, même s'il comporte de nombreuses faiblesses aux plans théorique et pratique. L'application de ce modèle ne semble toutefois pas adéquate dans le contexte des pays émergents en raison des caractéristiques propres de ces marchés (leur forte volatilité, leur inefficience, leur segmentation etc.)

L'objectif de ce travail est d'essayer d'estimer le coût du capital du secteur alimentaire de l'économie du Vietnam en appliquant des modèles plus efficaces adaptés au contexte des marchés émergents.

Pour estimer le coût du capital du secteur alimentaire, nous avons appliqué le modèle de marché exprimant la relation entre le rendement du portefeuille sectoriel et celui du marché. Dans ce modèle inspiré du CAPM, nous supposons une relation linéaire entre le rendement du portefeuille et celui du marché. Ce modèle est également appliqué au marché du Japon et de l'Australie. Nos résultats nous permettent de confirmer une très forte relation dans les trois cas. L'étude de ces marchés nous permet aussi de constater que le secteur alimentaire du Vietnam semble plus risqué que celui des autres marchés. Nous y avons également trouvé la présence de l'effet ARCH des rendements, qui implique que la variance du rendement de ce secteur au Vietnam n'est pas constante, mais varie avec les informations non anticipées des périodes précédentes.

Nous avons également examiné la relation entre le rendement de portefeuilles alimentaires sur trois marchés, le Vietnam, l'Australie et le Japon. Nous avons choisi l'Australie et le Japon à cause de l'importance des rapports commerciaux entre ces pays et le Vietnam. Si une relation avait existé, la maturité de ces deux marchés aurait pu nous aider à déterminer un « benchmark » pour estimer le coût du capital. Malheureusement, nos résultats ne nous ont pas permis de confirmer cette hypothèse.

Nous avons eu recours au modèle CAPM hybride ajusté, celui de Damodaran, de Godfrey-Espinosa et de Erb-Harvey-Viskanta, pour fournir des références de ce paramètre de coût du capital. Les paramètres de ces modèles ont été déjà estimés par les auteurs. Cette application nous donne une intervalle d'estimation pour le coût de capital qui varie de 9.29 % à 16.84 % pour le secteur alimentaire au Vietnam.

Mots clés : coût du capital, marchés émergents, Vietnam, secteur alimentaire

INTRODUCTION

Le coût du capital est une notion essentielle de la finance corporative. Selon la définition présentée dans de nombreux ouvrages financiers, ce coût reflète le taux de rendement requis en moyenne par les nouveaux apporteurs de capitaux (Ross, Saint-Pierre et Boyer, 2005; p. 696). Patterson (1995) pousse cette notion plus loin et considère le coût du capital d'une entreprise ou d'un projet comme le coût d'opportunité de ce projet. Il s'agit du rendement que l'entreprise pourrait obtenir en investissant dans un autre actif ou un autre projet de risque équivalent. C'est pourquoi l'usage du capital, et non la source de celui-ci, détermine ce coût.

Dans la pratique, cet outil permet aux gestionnaires d'évaluer les impacts de leurs décisions sur la survie et le futur de l'entreprise. Un des usages les plus utiles de cette notion est l'utilisation du coût du capital dans les décisions d'investissement. Dans ce cas, le coût du capital sert de taux d'actualisation des flux monétaires engendrés par le projet pour évaluer sa rentabilité. Autrement dit, un projet est accepté si son taux de rendement excède le coût du capital car il augmentera la richesse des actionnaires. Par contre l'acceptation d'un projet dont le taux de rendement est inférieur au coût du capital aura un impact négatif sur la richesse des actionnaires.

Comme taux d'actualisation, le coût du capital est également utilisé pour évaluer les entreprises dans les cas de fusion ou d'acquisition et aussi pour fins fiscales. Dans ce cas, la valeur actuelle de l'entreprise est calculée par l'actualisation des flux de trésorerie de l'entreprise.

Le concept de coût du capital est donc fréquemment utilisé pour mesurer la performance du management d'une firme ou ses divisions ou la performance économique des investissements dans un portefeuille. Une firme ou une division pourrait avoir des profits comptables positifs, mais ne serait pas nécessairement rentable, au sens économique, si le taux de rentabilité après la dette des investissements n'excède pas son coût des capitaux propres.

Cet outil a récemment aussi été utilisé dans le secteur des entreprises réglementées pour l'établissement des tarifs. Le coût du capital de ces entreprises constitue une base pour que les agences de réglementation puissent fixer les tarifs de façon à ce qu'elles soient en mesure de payer leurs dépenses d'exploitation et procurer à leurs pourvoyeurs de capitaux un rendement raisonnable par rapport au niveau de risque soutenu.

Malgré le rôle important du coût du capital dans la pratique, une controverse relative à une estimation satisfaisante de ce coût persiste, en particulier à l'égard du coût des capitaux propres. Les problèmes d'estimation résident au plan théorique (le choix d'un bon modèle) ainsi qu'au plan pratique (l'estimation non biaisée des paramètres des modèles).

Dans le contexte des marchés développés tels ceux du Canada ou des États Unis, le modèle d'équilibre des actifs financiers (CAPM) est le plus utilisé par les praticiens pour estimer le coût du capital (Bruner *et al.*, 1998; Graham et Harvey, 2001).

Dans le cadre de la formulation classique de ce modèle, l'estimation du coût du capital propre repose sur trois variables clés : une mesure du risque non diversifiable (risque systématique) du titre, le taux de rendement sans risque et la prime de risque du marché. Ceci nous donne la formule :

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

où $E(R_i)$ est le rendement espéré du titre i , R_f est le taux sans risque, $E(R_m)$ est le rendement espéré du portefeuille du marché et β_i est la mesure de risque définie par $\text{cov}(R_i, R_m) / \text{var}(R_m)$.

Si les investisseurs ont de l'aversion pour le risque, il nous semble que les titres de risque plus élevé devraient offrir des rendements espérés plus élevés que les titres de faible risque. Autrement dit, le CAPM classique implique que, dans une situation d'équilibre, un titre ayant un risque systématique de zéro ($\beta=0$) aura un rendement espéré égal au taux sans risque et que le rendement de tous les titres devrait être plus élevé par une prime de risque directement proportionnelle à son risque mesuré par le bêta (β).

Ce modèle s'appuie sur des hypothèses très restrictives du comportement des investisseurs et de l'environnement du marché: (a) tous les investisseurs ont de l'aversion pour le risque et cherchent à maximiser leur utilité espérée à la fin de la période d'investissement (b) les investisseurs prennent leurs décisions sur la base du rendement espéré et de l'écart-type du rendement des portefeuilles (c) les investisseurs ont des anticipations homogènes en ce qui concerne le rendement et le risque des actifs, ces derniers suivant la loi normale de distribution (d) l'investisseur peut emprunter et prêter sans limite à des taux sans risque (e) les marchés des capitaux sont parfaits (absence de frais de transactions, information gratuite et accessible à tous simultanément, divisibilité des titres etc.) (f) les investisseurs peuvent vendre à découvert les titres sans aucune restriction. (g) aucun investisseur ne peut, par le biais de ses achats ou ventes, affecter le prix des titres.

On constate que ces hypothèses CAMP sont plus aisément réalisables dans des marchés développés où il est possible de diversifier les risques non systématiques en investissant dans un grand portefeuille. Selon le CAPM, le seul risque qui devrait être

rémunéré par le marché est le risque systématique car celui-ci ne peut pas être éliminé par le biais de diversification en raison du fait que toutes les entreprises sont affectées par les facteurs qui influencent l'économie dans son ensemble.

Le CAPM présente cependant plusieurs faiblesses. Fama et French (1995) ont montré que le bêta n'était pas la seule variable qui déterminait le rendement des titres. Ils ont proposé un modèle à trois facteurs dans lequel le taux de rendement exigé d'un titre est établi en fonction de sa sensibilité à trois facteurs : la prime de marché, la prime de taille et une prime reliée au ratio entre la valeur comptable et la valeur marchande (BE/ME).

Le second problème est l'estimation de la prime de risque : elle est reliée à l'utilisation de la prime historique de marché pour estimer la prime espérée (Mehra et Prescott, 1985; Siegel, 2005). Parallèlement, il existe d'autres difficultés concernant le calcul du bêta (Damodaran, 1999b) et du taux sans risque (Damodaran, 1999a).

Le message de ces auteurs est que les biais reliés à l'estimation de la prime de risque combinée à ceux liés à l'estimation du bêta engendrent des estimations imprécises du coût du capital.

Malgré les inconvénients mentionnés antérieurement, le CAPM reste le modèle le plus utilisé par les praticiens dans les marchés matures à cause de sa simplicité et de son intuition économique. Par contre, il est beaucoup moins utilisé dans les pays émergents. Une étude réalisée par Kester et al. (1999) sur la pratique de la finance corporative dans les pays d'Asie pacifique a démontré que le CAPM est la méthode la plus populaire pour estimer le coût du capital en Australie. En Malaisie et au Singapour cependant, la méthode de dividende plus le taux de croissance et celle de la prime de risque sont les plus favorisées. La méthode de prime de risque occupe également la première place en Indonésie, aux Philippines et en Hong Kong.

D'un point de vue théorique, l'étude de Erb, Harvey et Viskanta (1996) a montré qu'il n'existait pas de relation significative entre le bêta et le rendement dans les pays émergents; les auteurs en sont arrivés à la conclusion que le CAPM n'était pas applicable dans une telle circonstance. D'autres auteurs tels Estrada (2000), Godfrey et Espinosa (1996) croient aussi que le CAPM classique ne pourrait capter la dynamique et l'instabilité de ces marchés émergents.

Ainsi, nous constatons que le modèle CAPM traditionnel ne semble pas bien s'appliquer dans les pays émergents. Le but du présent mémoire est de chercher à appliquer des modèles alternatifs au CAPM permettant d'estimer le coût du capital propre dans des pays émergents, dans ce cas précis le Vietnam. Nous examinerons tout d'abord le coût du secteur alimentaire du Vietnam du point de vue des investisseurs étrangers qui possèdent un grand portefeuille diversifié. Nous sommes conscients que la perspective d'un investisseur local serait totalement différente. Les marchés locaux sont parfois segmentés et il existe des limites sur la capacité des investisseurs locaux d'accéder au marché mondial du capital. Par conséquent, le coût du capital pour un investisseur local serait considérablement différent de celui d'investisseurs internationaux. C'est pourquoi il n'a y pas un seul et même modèle pour ces deux axes différents.

La première partie de notre mémoire sera consacrée au recensement des écrits portant sur les modèles d'estimation du coût du capital dans les pays émergents. Notre revue de littérature débutera par un recensement des caractéristiques propres aux marchés émergents. Nous examinerons ensuite en détail les lacunes du modèle CAPM classique dans l'environnement émergent. Nous chercherons à voir comment il est possible d'améliorer le CAPM afin de l'adapter au contexte particulier des marchés émergents. Dans la dernière section de cette partie, nous porterons notre attention sur d'autres modèles que le CAPM tels ceux d'Estrada (1996) ou de Erb-Harvey-Viskanta (2001).

Dans la deuxième partie, nous observerons le marché boursier vietnamien dans son ensemble et nous pencherons plus spécifiquement sur son environnement macroéconomique, ses participants, ses instruments et son mécanisme de fonctionnement. Nous terminerons ce chapitre par une évaluation de la performance du marché pendant la période 2001-2005.

La troisième partie portera sur la méthodologie de recherche. Nous utiliserons ici le modèle de marchés inspiré par le CAPM pour estimer le coût du capital du secteur alimentaire au Vietnam et dans les marchés importants de la région tels ceux du Japon ou de l'Australie. On supposera une relation entre les rendements de ces marchés surtout quand l'intégration économique globale et régionale sont de plus en plus significatives. Nous espérons développer un modèle ou une démarche pour estimer le coût du capital au Vietnam basé sur cette relation. Nous appliquerons aussi les modèles CAPM hybride ajusté, celui de Damodaran et de Godfrey-Espinosa et d'Erb-Harvey-Viskanta, pour fournir des références de ce paramètre important. La source et les caractéristiques de ces données seront également présentées.

Dans la quatrième partie, nous analyserons les données des indices et sous indices des marchés concernés et présenterons les résultats de l'application des modèles.

Nous concluons en rappelant quels étaient les objectifs et les procédures de l'étude et proposerons des conclusions générales sur le coût du capital dans le marché spécifique du Vietnam. Nous expliquerons les limitations des essais effectués, présenterons des recommandations basées sur nos résultats et terminerons en suggérant certaines pistes pour des recherches ultérieures.

CHAPITRE I

RECENSION DES ÉCRITS SUR LES VARIANTES DU MODÈLE CAPM ET LES AUTRES MODÈLES NON RELIÉS AU CAPM

1.1 Marchés émergents et CAPM

1.1.1 Marchés émergents

Le terme «marchés émergents» a été utilisé pour la première fois en 1981 par Antoine W. van Agtmael de « International Finance Corporation » de la Banque Mondiale, par lequel il réfère aux économies dont le revenu par habitant de bas à moyen et à celles qui instituent le développement économique et reforment les programmes leur permettant d'émerger dans l'arène de l'économie globale (Agtmael, 1984).

Il est pourtant difficile de déterminer que certains marchés sont « matures » ou « émergents » car la démarcation qui sépare ces deux notions est imprécise. Cependant, Standard&Poor's (2005) définit un marché émergent comme celui qui répond au moins à un des critères suivants: (i) il est situé dans la catégorie de bas ou moyen de revenu par habitant d'après la classification de la Banque Mondiale (ii) il ne montre pas la profondeur financière; le rapport de la capitalisation boursière du pays à son PIB est bas, (iii) là existent des règlements discriminatoires imposés aux investisseurs étrangers, (iv) le marché est caractérisé par un manque de transparence, de profondeur, des règlements, et de l'efficacité opérationnelle. En 2005, il y a 75 pays qui sont inclus dans cette base de données.

Les pays émergents constituent approximativement 80% de la population globale et représentent environ 20% des économies mondiales en ce moment¹. Ils sont très diversifiés en termes de taille d'une économie très grande telle la Chine à celle beaucoup plus petite telle la Tunisie. Malgré la différence, ils possèdent plusieurs points communs surtout au niveau du développement économique et de la réforme. Autrement dit, ils sont caractérisés par le processus de transition dans lequel ils se déplacent d'une économie fermée à une économie de marché libre (Agtmael, 1984).

En ce qui concerne le marché des capitaux, la capitalisation boursière des pays émergents a doublé pendant la décennie passée, passant de moins de 2 milliards en 1995 à plus de 5 milliards de \$US en 2006. En termes de pourcentage de la capitalisation du marché mondial, les marchés émergents représentent maintenant plus de 12 %².

En ce qui à trait au marché des obligations, ce segment dans les pays émergents a nettement pris de l'ampleur depuis la décennie passée. L'émission des obligations souveraines et corporatives a augmenté de 325 millions de dollars US, en 1995, à approximativement 700 millions de dollars US en 2003. L'émission d'obligations domestiques dans la même période est passée de \$1 milliards à \$2.4 milliards de dollars US³.

L'investissement étranger dans les obligations en devise locale des marchés émergents a également augmenté de la manière remarquable pendant les dernières années. Selon « International Financial Corporation » (2006), le volume des

1 World Bank. 2005. "World Development Indicators 2005". En ligne. <http://web.worldbank.org/WBSITE/EXTERNAL/DATASTATISTICS/0..contentMDK:20523710~hlPK:1365919~menuPK:64133159~pagePK:64133150~piPK:64133175~theSitePK:239419,00.html>. Consulté le 18 Mars 2006.

² Standard & Poor's Global Stock Markets Factbook 2005.

transactions des obligations en marché secondaires, calculée en pourcentage de volume d'échange total, a atteint de 25 % en 1997 à 45 % en 2004⁴. De plus, depuis 2002, en raison de la liquidité augmentée, de l'inflation, et des augmentations des taux d'épargne, les « spreads » ou écarts cours vendeurs/cours acheteurs sur les obligations des marchés émergents ont diminué de près de 50%, soit de plus de 800 points de base à moins de 400 points de base⁵.

Solnik et Mcleavey (2004) identifient les attributs attractifs des marchés émergents les plus importants, parmi lesquels on retrouve une croissance potentielle élevée et une corrélation faible avec les marchés développés. Les auteurs soulignent le problème principal de la volatilité relativement élevée des marchés émergents en comparaison avec celle des marchés développés. Du point de vue de la diversification, l'inclusion des marchés émergents dans un portefeuille bien diversifié fournit un placement plus efficace en termes de rendements plus élevés pour le même niveau de risque.

Pour justifier leur point de vue, les auteurs cités ci-dessus ont présentés les résultats d'une étude qui a cherché à établir des frontières efficaces pour un investissement global, avec et sans marchés émergents, pour un fonds de pension suisse. Ils montrent qu'avec un portefeuille de volatilité de 19%, un investissement effectué dans le marché suisse seulement obtient un rendement de 11,5%; ajouter des investissements dans les marchés développés produit un rendement de 19% et ce rendement augmente jusqu'à 28% quand les marchés développés et émergents sont combinés dans le portefeuille optimal.

Solnik et Mcleavey (2004) détaillent également un certain nombre d'avantages et d'inconvénients des investissements aux marchés émergents de la perspective d'un

⁴ Fond monétaire international. 2005. "Global Financial Stability Report". En ligne. <<http://www.imf.org/external/pubs/ft/GFSR/2005/02/index.htm>> En ligne. Consulté le 25 Mars 2006.

⁵ La banque Mondiale. 2006. *World Bank's Global Economic Prospects 2006*, p.11.

investisseur international. Les avantages économiques comprennent des coûts de main-d'œuvre assez bas, de faibles niveaux de syndicalisation, moins de rigidités sociales et une croissance rapide de la demande domestique.

La réforme politique dans beaucoup de pays émergents fournit un autre facteur favorable. Avec la chute du communisme en Europe de l'Est et la réforme politique en Chine, plusieurs pays émergents adoptent un modèle d'économie ouverte plus libre.

Au chapitre des inconvénients, ils mentionnent l'absence de stabilité politique et sociale dans les pays émergents. De plus, la diversité de ces derniers avec la faible corrélation entre eux amènent aux différences considérables des indices internationaux. La disponibilité et la qualité de l'information sont des obstacles d'autant plus importants que beaucoup de marchés émergents manquent de comptes fiables et de normes de divulgation des informations ou «reporting». Il est nécessaire d'harmoniser les normes comptables pour avoir des informations comparables entre ces marchés. La faible liquidité est aussi un facteur contraignant car les transactions sont souvent concentrées sur un nombre restreint de titres avec des coûts de transactions plus élevés.

Les deux dernières préoccupations évoquées par Solnik et Mcleavey (2004) sont les règlements et les lois nationales (sous forme de restrictions imposées à l'investissement étranger sur l'entrée ou la sortie) et la disponibilité limitée de fonds efficaces des pays qui peuvent fournir une meilleure spécialisation et un accès aux marchés émergents.

Howell, Claessens et Gooptu (1994) vont plus loin en énumérant les avantages et les inconvénients pour les pays et les investisseurs. Ils constatent qu'en recevant des investissements étrangers, les pays d'accueil jouissent de nombreux avantages : davantage de sources diversifiées de financement externe, un plus haut niveau de

risque assumé par les investisseurs privés comparé au crédit bancaire et un coût du capital réduit par une meilleure gestion des fonds investis dans le canal privé-à-privé.

Ces auteurs observent également que les apports de capitaux accrus dans les pays émergents peuvent mener à une appréciation du taux de change et au développement d'un plus grand secteur non-commercialisable et d'un plus petit secteur commercialisable, et, par la suite, à un plus grand déficit commercial. Ils proposent cependant, pour surmonter ce problème, que le pays se fonde sur une réforme économique domestique appropriée surtout sur un système financier qui facilite le flux de capital aux utilisations les plus appropriées.

Les investisseurs, eux, peuvent obtenir des intérêts favorables et des différentiels de rendements avec les pays industriels. Ils peuvent réaliser une diversification de risque grâce à la faible corrélation des rendements entre les marchés émergents et les marchés développés. De plus, l'inefficacité des marchés émergents pourrait rendre les rendements plus prévisibles. Enfin, l'investissement dans les marchés émergents peut être un nouveau canal pour déployer l'abondance du capital des pays d'origine.

1.1.2 Lacunes du CAPM pour les marchés émergents

Comme nous l'avons mentionné précédemment, les marchés émergents, avec leurs caractéristiques propres, deviennent de plus en plus attrayants. En y investissant, les fournisseurs de fonds espèrent obtenir un rendement plus élevé ou un niveau de risque plus faible grâce à la diversification du portefeuille. Il y a cependant une controverse quant à l'outil d'évaluation du taux de rendement exigé, ou autrement dit, du coût du capital dans un tel marché. Si le CAPM reste le modèle le plus appliqué par les praticiens dans les marchés matures à cause de sa simplicité et de son intuition économique et malgré ses inconvénients pratiques et théoriques, ce modèle ne semble pas être préféré dans les pays émergents (Kester *et al.*, 1999).

La popularité moindre du CAPM dans les marchés émergents pourrait s'expliquer en grande partie par les caractéristiques anormales de ces marchés. Le CAPM suppose d'abord un marché financier parfait où il y a l'intégration entre marchés individuels. Cette condition sous-entend que les actifs de même risque devraient avoir le même rendement espéré quelle que soit leur localisation géographique. Malheureusement, cette condition ne semble pas évidente dans les pays où il existe encore des barrières aux investisseurs étrangers. Autrement dit, l'intégration du marché est étroitement liée au niveau des barrières dans le marché considéré. Ainsi, plus les barrières sont importantes, plus l'intégration du marché est inférieure et plus l'avantage de la diversification est grand.

Les barrières peuvent venir de facteurs objectifs tels que les restrictions légales, la taxation discriminatoire ou les coûts de transactions, mais ils peuvent aussi résulter de facteurs psychologiques, par exemple, quand l'investisseur opte seulement pour les marchés où il a l'habitude d'opérer (Peireiro, 2001).

Claessens (1993) présente une autre barrière intéressante à l'investissement dans les pays en voie de développement : les normes de restrictions ou de comptabilité imposées aux investisseurs de la part du pays d'origine. Il explique que même si le pays d'accueil n'a aucune restriction ou barrières à l'écoulement libre des fonds étrangers, n'importe quelles barrières, réglementaires ou financières, imposées aux investisseurs de la part du pays d'origine peuvent empêcher le libre flux des fonds, comme, par exemple, poser un plafond sur l'investissement dans un marché ou sur un titre spécifique.

Il s'ajoute à ceci une controverse quant au degré d'intégration de ces marchés⁶. De leur point de vue, Bekaert et Harvey (2002) conçoivent l'intégration comme un

⁶ Voir Errunza, Vihang, et Etienne Losq. 1985. «International Asset Pricing under Mild Segmentation: Theory and Test». *Journal of Finance* vol. 40, p. 105-124.

processus graduel qui exerce un impact important sur le rendement et sur la volatilité des titres. Cependant, la caractéristique non stationnaire de cette variable rend sa mesure très difficile. Ajoutons qu'il est difficile d'incorporer ce facteur temporel dans le modèle du coût de capital. En particulier, les modèles traditionnels tels le CAPM classique ne le prennent pas en compte.

Le travail de Bekaert *et al.* (1996) indique qu'il est nécessaire d'élaborer un modèle différent du CAPM pour pallier à ses lacunes puisque le CAPM implique un risque constant dans le temps. Par contre, l'auteur a montré que le rendement des actions dans ces pays ne suivait pas la loi normale de distribution (le coefficient d'asymétrie étant de plus que 0 avant ou après la libéralisation du marché). De plus, ces paramètres (asymétrie et aplatissement) n'étaient pas stables mais fluctuaient dans le temps.

De surcroît, l'efficacité des marchés -une autre hypothèse classique du CAPM- semble ne pas être respectée dans les pays émergents où les marchés ne sont pas liquides. On observe une stagnation du marché quand les transactions deviennent trop peu fréquentes ou que l'intervalle entre elles est trop long. Bekaert *et al.* (1997) constatent que les rendements de ces marchés connaissent une corrélation sérielle beaucoup plus forte que dans les pays développés. Selon eux, ces symptômes pourraient provenir des ajustements retardés du marché aux informations diffusées ou des transactions à l'interne.

Une autre faiblesse du marché émergent est liée aux coûts de transaction exorbitants, spécifiquement les coûts implicites (Domowitz, Glen et Madhavan, 2001). Master (2002) présente trois catégories de coûts : les frais de gestion, les coûts des opérations et les coûts de transactions. Il estime que ces coûts représentent de 2 à 5% de la valeur investie par année, dont les coûts des transactions représentent la proportion la plus grande, qui peut atteindre 4% par année. Pour réduire ces coûts de

transactions, il propose de baisser la rotation, d'utiliser des instruments locaux, des ADRs⁷ par exemple, et de calculer les rendements après coût en considérant les possibilités d'investissement dans différents marchés émergents. Pour réduire les coûts d'opérations, il souligne l'effet d'échelle des fonds investis car la plupart des coûts d'opérations sont fixes.

Parallèlement, Master propose d'utiliser des techniques actives de gestion de fond dans les marchés émergents pour générer des rendements plus élevés en compensant les coûts de management dans ces marchés.

De plus, les marchés immatures se décrivent par la volatilité très élevée de leurs rendements (Bakaert, *et al.*, 1996). Ils sont aussi en faible corrélation avec les marchés développés et les uns par rapport aux autres. Ces caractéristiques rendent les estimations basées sur les rendements historiques dans ces marchés moins fiables et beaucoup plus problématiques.

Ces caractéristiques sont plus clairement illustrées dans le travail de Harvey (2000) (Tableau 1.1). Il ressort de cette étude que parmi les marchés développés, le rendement varie très faiblement (de 0.43% pour le Japon à 2,19% pour la Finlande) tandis que ce chiffre fluctue fortement dans les marchés émergents (de 0.09% au Ceylan à 4.46% en Russie). Le risque montre également plus de variations dans les pays émergents (de 7.74% pour le Chili à 24.61% pour la Russie) tandis que dans les pays développés, la volatilité de rendement est considérablement plus faible (de 3.77% aux États Unis à 7.38% au Singapour).

Bakaert *et al.* (1996) présentent des résultats semblables. Le degré d'asymétrie et d'aplatissement dans cette étude nous donnent aussi la preuve de l'absence de

⁷ American Depositary Receipt (ADR) - Un ADR est un certificat américain de dépôt. Il représente les actions d'une société non américaine, cotée en dollars aux Etats-Unis. Ce certificat est émis par une banque américaine pour faciliter les échanges des actions étrangères au marché américain.

normalité de la distribution des rendements. La Pologne, par exemple, dispose de valeurs significatives de ces coefficients (2.95 et 15.62 respectivement), par rapport à -0.15 et 4.32 aux États-Unis. Les valeurs moyennes d'asymétrie et aplatissement pour les pays émergents sont assez grandes, soit entre 0.68 et 5.82.

Tableau 1.1 : Statistiques des rendements mensuels des pays

Marchés émergents	E[R]	M	σ	SR	TR	Mcap	VaR	skew	Kurt
Argentine	3.60	2.18	0.11	0.51	18.50	17.60	-28.41	2.10	11.03
Brésil	3.54	1.84	0.30	1.40	18.32	59.22	-37.25	0.57	6.18
Chili	2.14	1.84	0.27	0.52	7.74	23.15	-13.39	0.07	4.02
Chine	0.29	-0.53	0.08	0.31	13.43	1.07	-19.42	1.18	5.11
Colombie	0.35	-0.08	0.17	0.43	9.36	5.97	-20.90	0.20	4.50
République tchèque	0.12	-0.26	0.27	0.60	8.63	8.71	-20.28	0.08	4.07
Égypte	2.36	2.02	0.18	0.40	8.66	5.20	-10.41	1.49	6.02
Grèce	2.34	1.77	0.22	0.63	11.41	14.04	-15.91	1.92	8.74
Hongrie	2.84	2.08	0.54	1.74	12.39	6.08	-25.46	1.43	6.12
Inde	0.95	0.59	0.17	0.41	8.59	50.31	-13.71	0.36	2.60
Indonésie	2.06	0.72	0.23	1.01	17.62	15.38	-30.20	2.16	11.61
Israël	0.89	0.65	0.40	0.74	6.85	16.38	-14.07	-0.24	2.95
Jordanie	0.16	0.05	0.12	0.15	4.58	1.04	-10.29	-0.20	4.56
Corée	1.15	0.44	0.37	1.16	12.47	68.76	-23.40	1.53	9.55
Malaisie	1.12	0.60	0.48	1.26	10.35	71.31	-21.36	0.56	7.02
Mexique	2.68	2.09	0.41	1.11	10.74	62.36	-23.89	-0.28	4.49
Maroc	1.58	1.48	-0.31	-0.37	4.54	4.64	-6.79	0.56	4.37
Pakistan	0.22	-0.48	0.12	0.42	11.84	5.07	-26.80	0.03	4.60
Pérou	1.30	0.79	0.41	1.15	10.11	6.94	-22.71	0.58	5.48
Philippines	1.21	0.72	0.46	1.17	10.05	14.35	-20.63	0.22	5.43
Pologne	3.62	2.09	0.38	2.07	19.37	4.15	-29.42	2.95	15.62
Russie	4.46	1.40	0.50	3.19	24.61	19.61	-46.30	0.33	2.86
Afrique du Sud	1.37	1.02	0.54	1.24	8.30	87.89	-20.13	-0.51	5.52
Ceylan	0.09	-0.36	0.30	0.79	9.49	0.75	-19.64	0.32	3.37
Taiwan	1.71	0.96	0.30	0.95	12.50	106.48	-25.11	0.43	3.97
Thaïlande	1.09	0.36	0.46	1.42	12.12	29.73	-26.16	0.15	4.39
Turquie	3.06	1.51	0.13	0.61	18.54	9.82	-27.82	1.02	4.98
Venezuela	1.63	0.32	0.25	1.09	15.89	5.54	-34.80	-0.05	3.83
Moyenne	1.71	0.92	0.28	0.93	12.04	25.77	-22.67	0.68	5.82
Marchés développés	E[R]	M	σ	SR	TR	Mcap	VaR	skew	Kurt

Australie	1.02	0.87	0.54	0.75	5.48	131.24	-10.58	0.08	3.33
Autriche	0.73	0.48	0.39	0.69	7.16	19.72	-15.81	0.73	4.58
Belgique	1.39	1.28	0.60	0.70	4.68	62.37	-7.84	1.24	6.78
Canada	1.04	0.93	0.68	0.80	4.66	211.34	-9.27	-0.29	6.07
Danemark	1.42	1.29	0.54	0.71	5.27	40.58	-9.18	0.31	2.84
Finlande	2.19	1.83	0.56	1.24	8.74	40.39	-14.95	0.29	3.34
France	1.49	1.34	0.66	0.93	5.58	356.85	-10.74	-0.13	3.75
Allemagne	1.42	1.25	0.62	0.91	5.85	396.55	-13.36	0.26	4.63
Irlande	1.24	1.08	0.67	0.96	5.73	16.78	-11.21	0.27	4.17
Italie	1.02	0.77	0.51	0.92	7.19	154.80	-12.92	0.50	3.08
Japon	0.43	0.18	0.77	1.41	7.24	1810.75	-13.92	0.35	3.51
Pays Bas	1.55	1.46	0.74	0.79	4.24	213.95	-8.05	-0.31	3.33
Norvège	1.10	0.85	0.56	0.98	6.94	22.45	-13.88	-0.14	3.93
Singapour	1.36	1.10	0.64	1.19	7.38	53.13	-16.80	0.01	5.15
Espagne	1.29	1.09	0.70	1.12	6.36	113.32	-13.23	0.38	4.31
Suède	1.91	1.69	0.71	1.19	6.62	105.27	-13.09	-0.10	3.49
Suisse	1.47	1.34	0.65	0.84	5.12	277.93	-10.62	0.27	4.06
Grande Bretagne	1.22	1.11	0.76	0.89	4.68	923.20	-7.96	0.49	3.24
États-Unis	1.58	1.51	0.76	0.72	3.77	3979.84	-6.69	-0.15	4.32
Moyenne	1.31	1.13	0.63	0.93	5.93	470.02	-11.58	0.21	4.10

E[R] : rendement moyen; M : moyen géométrique du rendement; σ : corrélation avec rendement du monde; SR : risque systématique; TR : risque total (écart-type de rendement); Mcap : capitalisation moyen du marché, VaR : valeur à risque; Skew : asymétrie ; kur : aplatissement.

Source : Harvey (2000)

Il faut aussi noter que les marchés émergents n'ont généralement pas un très vaste éventail de secteurs. De ce fait, les rendements tendent tous à se déplacer dans la même direction à un moment donné et les indices du marché sont souvent biaisés par l'effet de certains titres importants.

Il nous semble que la fonction de nombreux marchés émergents et de leurs acteurs n'est pas basée sur une réglementation rigoureuse. On ne trouve pas que des inconvénients au niveau réglementaire mais aussi au niveau personnel et technique : dans ce contexte, la fonction du marché financier est considérablement moins efficace.

À la lumière de ce qui précède, nous pouvons constater que le modèle CAPM traditionnel ne peut pas bien s'appliquer dans un pays émergent parce que les hypothèses du CAPM sont rarement satisfaites dans un tel contexte. Plusieurs chercheurs ont proposé des avenues pour améliorer et corriger ce modèle. Leurs travaux se divisent en deux groupes, un s'inspirant du modèle CAPM, un autre se portant vers d'autres avenues. Posons maintenant un regard attentif sur certains des modèles proposés.

1.2. Variantes du modèle CAPM

1.2.1 CAPM global (ICAPM)

Un grand nombre de chercheurs sont convaincus que l'intégration progressive, c'est-à-dire le flux libre du capital et de l'information entre les marchés financiers, est une réalité qui est apparue au cours de la dernière décennie du 20^{ième} siècle (Bekaert et Harvey, 2002). Dans le contexte des marchés intégrés, un investisseur situé n'importe où dans le monde peut rapidement entrer et sortir de n'importe quel marché avec une certitude raisonnable de la valeur finale qui sera réalisée en assumant un minimum de coûts de transaction. Un investisseur croyant à l'intégration parfaite du marché pourrait appliquer le CAPM global proposé par O'Brien (1999) ou Stulz (1995) dans lequel le coût du capital actions est exprimé comme suit:

$$k_i = R_{fG} + \beta_{iG} (R_{mG} - R_{fG}) \quad (1)$$

où k_i est le coût du capital propre de l'entreprise i , R_{fG} est le taux global sans risque, R_{mG} est le rendement global du marché, et β_{iG} est le bêta de l'entreprise i par rapport à l'indice du marché global.

Quand l'entreprise n'est pas cotée, le rendement moyen d'un groupe d'entreprises locales comparables qui sont cotées peut être employé pour calculer le bêta. Le modèle suppose que le risque non systématique disparaîtra par la diversification et que la valeur des actifs sera non corrélée avec les fluctuations du taux de change. Si les hypothèses précédentes ne sont pas respectées, les paramètres comme la portion non diversifiée du risque de change doivent être incorporés au modèle. Puisque plusieurs praticiens proposent d'inclure le risque de change dans l'analyse du flux monétaire au lieu d'ajuster le taux d'actualisation (Lessard, 1996; Pettit, Ferguson et Gluck, 1999), la version présentée semble correcte.

Cette version n'est cependant que valable dans les marchés développés où l'on observe un niveau d'intégration considérable au marché mondial. Une fois appliqué au marché émergent, il présente toute son imprécision (Harvey, 1995). Comme nous l'avons analysé dans l'introduction, la segmentation, la volatilité du rendement et du risque et la non fiabilité des données pourraient être identifiées comme les facteurs ayant d'importantes conséquences sur la mauvaise fonction du CAPM dans un tel contexte.

1.2.2 CAPM global multifacteur

Ferson et Harvey (1993), dans le prolongement du travail de Ross (1976), développent l'analyse d'une formulation à facteurs multiples en tenant compte de plusieurs sources de risque. Fama et French (1998) appliquent leur modèle à facteurs multiples aux marchés développés ainsi qu'aux marchés émergents.

Le résultat central de ces études est que l'approche du bêta a un certain mérite une fois appliquée aux marchés développés. Le bêta, si mesuré contre un facteur simple ou par rapport à de multiples sources de risque, semble avoir la capacité

d'expliquer les divergences du rendement entre les pays. Le travail de Ferson et Harvey (1994) vise à incorporer des variables économiques, des mesures fondamentales et des informations locales et mondiales dans des fonctions dynamiques de risque. Le modèle ne s'applique cependant qu'à 21 marchés développés. Si tous les pays étaient combinés, il n'y aurait aucune relation significative entre le bêta et le rendement mesuré.

Au plan pratique, une telle application aux marchés émergents peut soulever d'autres difficultés : dans le modèle multifactoriel, les risques provenant des facteurs macroéconomiques du pays doivent être modélisés, mais les données macroéconomiques dans les pays émergents sont souvent incomplètes, très volatiles, de court terme et d'une précision parfois douteuse. Pour cette raison, le modèle multifactoriel nous semble peu approprié dans les pays émergents, dont le Vietnam.

1.2.3 ICAPM hybride

Si les marchés financiers sont intégrés, le ICAPM devrait être applicable et les rendements déterminés par leur covariance avec les rendements mondiaux. Si un marché est segmenté, le rendement prévu devrait être lié à la covariance avec le rendement du marché local. Harvey (2005) propose la formule suivante pour tenir compte de la transition entre deux scénarios:

$$k_i = R_{fG} + \lambda \beta_{iG} (R_{mG} - R_{fG}) + (1 - \lambda) \beta_i (R_{mi} - R_{fi}) \quad (2)$$

où β_i est le bêta du titre i dans son pays, $(R_{mi} - R_{fi})$ est la prime de risque du pays de l'investisseur, λ est le degré d'intégration de ce pays.

Il est important de noter que le processus d'intégration change dans le temps. Dans les cas extrêmes $\lambda = 1$, les marchés sont parfaitement intégrés. Si $\lambda = 0$, les

marchés seront parfaitement segmentés. L'auteur du modèle propose faire ce calcul λ via les variables « proxy » comme la taille de secteur commercial ou la taille du marché boursier par rapport au PIB.

1.2.4 CAPM local plus le risque pays

Ce modèle correspond au CAMP classique auquel s'ajoute la notion de risque pays. Ce dernier élément est très important auprès des investisseurs internationaux. Selon Pereiro (2001), le risque pays peut être conceptualisé comme la combinaison des facteurs de risque suivants:

- a. Le risque d'agitation sociale et/ou politique qui peut affecter négativement la performance de l'entreprise
- b. Le risque d'expropriation des capitaux par le gouvernement
- c. Le risque d'imposition de barrières au flux des capitaux
- d. Le risque de change
- e. Le risque souverain : le gouvernement du pays concerné ne paye pas ses dettes internationales, ce qui peut nuire à la réputation de solvabilité du pays. Le coût du capital de pays peut alors augmenter.
- f. Le risque d'inflation

Selon Chuah (2004), le risque pays est un facteur important qui détermine le niveau d'intégration des marchés. En effet, si les marchés financiers sont intégrés, les risques pays ne sont plus pertinents, puisqu'ils sont éliminés par un portefeuille géographiquement diversifié. Dans le cas contraire, si l'investisseur est contraint à l'entrée ou à la sortie d'un marché spécifique, son portefeuille peut connaître une mauvaise diversification ou segmentation dans un tel marché. L'investisseur est alors

contraint d'assumer le risque pays qui n'est généralement pas négligeable. En effet, plusieurs études empiriques dont Griffin et Karolyi {, 1998 #123} ont clairement indiqué que l'effet de pays sur les rendements est souvent plus considérable que ceux de l'industrie. En d'autres termes, la performance des actions semble davantage influencée par la variance de l'économie locale que par les fluctuations et les tendances de l'industrie au niveau international.

Ajouter une prime de risque pays pour évaluer les investissements situés dans les environnements plus risqués nous semble donc une idée raisonnable. Godfrey et Espinosa (1996) présentent cet argument en montrant que les gestionnaires des entreprises multinationales (MNCs) préfèrent un taux d'actualisation qui incorpore déjà le risque pays car cela est un gage de rigueur pour évaluer la performance des investissements et des gestionnaires opérant à longue distance. De plus, un coût de capital tenant compte du risque total (et non seulement du risque systématique présenté par le bêta) rend plus facile la comparaison entre les investissements des différents pays. Selon ces auteurs, le risque total permet aussi aux MNC de mieux comprendre le contexte des concurrents locaux. L'étude de Keck, Levensgood et Longfield (1998) prouve que les risques idiosyncrasiques des pays (sauf la taxe) sont souvent inclus dans le taux d'actualisation. Pettit, Ferguson et Gluck (1999) montrent que c'est une pratique populaire dans la modélisation financière des multinationales.

Ainsi, nous pouvons recourir au modèle CAPM local plus le risque pays qui est établi comme suit:

$$k_i = R_f + R_C + \beta_i (R_m - R_f) \quad (3)$$

où R_f est le taux sans risque du pays origine de l'investisseur, β_i est le bêta de l'entreprise i par rapport à l'indice du pays origine (S&P 500 par exemple). Dans certains cas, on peut le remplacer par le bêta des entreprises comparables dans le pays

d'origine. $(R_m - R_f)$ est la prime de risque du marché d'origine. R_c est la prime de risque pays.

La prime de risque pays est habituellement calculée par l'écart de crédit entre les obligations du pays par rapport aux obligations globales de même dénomination, à même échéance.

Plusieurs auteurs (Copeland, Koller et Murrin, 2000; Sabal, 2004) dénoncent cependant l'intégration systématique du risque pays dans le coût du capital. Premièrement, ils expliquent qu'une partie du risque pays peut être diversifiée. Cet argument est renforcé par les études d'Erb, Harvey et Viskanta (1996), Bekaert *et al.*(1997) qui mettent en évidence la faible corrélation entre les marchés des pays développés et ceux des pays émergents. Le risque pays sera partiellement non systématique si l'on diversifie le portefeuille dans les pays dont les rendements sont peu corrélés. Pour cette raison, le coût du capital des investissements à l'étranger n'est pas forcément plus élevé que celui de même type réalisé sur un marché domestique. Stulz (1999) va plus loin en montrant que la mondialisation financière permet aux MNC d'améliorer la gouvernance corporative et de ce fait, de baisser le coût de financement externe en réduisant les coûts d'agence.

Deuxièmement, la prime de risque pays ne devrait pas s'appliquer de la même manière à tous les titres dans un pays particulier. Par exemple, les banques semblent plus à risque d'être nationalisées que les détaillants. C'est ainsi que certaines firmes peuvent profiter de la dévaluation tandis que d'autres peuvent en souffrir. Appliquer le même risque pays à tous les titres pourrait surévaluer quelques titres et en sous-évaluer certains autres.

Troisièmement, le risque pays se comporte comme les risques «downside» ou les risques de gauche. Les gens donnent un plus grand poids au risque de gauche qu'aux gains du côté droit de la distribution des rendements (upside risk). Dans ce cas,

Copeland, Koller et Murrin (2000; p. 382) proposent d'intégrer ces risques aux analyses de flux monétaires.

1.2.5 CAPM local ajusté

Nous avons vu plus haut que le CAPM local plus le risque pays surestime le risque dans certains cas et le sous-estime dans autres. Godfrey et Espinosa (1996) expliquent que l'inclusion d'une prime de risque pays dans l'équation du CAPM double le risque, puisqu'une partie de cela peut être déjà pris en considération dans la prime de risque de marché. En effet, Erb, Harvey et Viskanta (1995) ont montré que le risque du marché bêta contient une composante de risque macro-économique.

Pereiro (2001) utilise un modèle qui corrige cet inconvénient en ajoutant le facteur $(1 - R_i^2)$, où R_i^2 est le coefficient de la détermination de la régression entre la volatilité des rendements de l'entreprise i et les variations du risque pays. Il appelle ce modèle le CAPM local ajusté :

$$k_i = R_{fG} + R_C + \beta_{iL}(R_{ML} - R_{fL}) (1 - R_i^2) \quad (4)$$

où $(R_{ML} - R_{fL})$ est la prime de risque du marché local. R_i^2 peut être considéré comme la quantité de variance du rendement de l'entreprise i expliquée par le risque pays. Par conséquent, la considération du facteur $(1 - R_i^2)$ dans l'équation va diminuer la prime de risque des capitaux propres pour améliorer partiellement le problème de surestimation.

Ce modèle ne résout cependant pas le problème de l'impact du risque pays, qui sera différent d'une entreprise à l'autre. De plus, il fait l'objet de plusieurs critiques car il n'a pas de fondement théorique clair.

1.2.6 CAPM hybride ajusté

La volatilité élevée des marchés émergents rend problématique le calcul des primes à long terme du marché et des bêtas car ces deux variables sont très instables et les moyennes historiques tendent à être incertaines ou simplement non disponibles.

Ce problème a incité beaucoup d'analystes à adopter un modèle que Pereiro (2001) appelle le CAPM hybride ajusté, auquel on ajoute le bêta de pays. Lessard (1996), Pettit, Ferguson et Gluck (1999) appuient cette théorie. Elle définit la sensibilité des rendements des actions locales par rapport aux rendements globaux. Ceci nous donne le modèle:

$$k_i = R_{fG} + R_C + \beta_{LG} \beta_{GG} (R_{mG} - R_{fG}) (1 - R^2) \quad (5)$$

où β_{LG} est le bêta de pays, présenté par la pente de la régression de l'index boursier local sur l'index global, β_{GG} est le bêta moyen des entreprises comparables cotées dans le marché global, et R^2 est le coefficient de détermination de la régression entre la volatilité des capitaux propres au marché local par rapport à la variation du risque pays.

R^2 peut ici être considéré comme la partie de volatilité du marché boursier domestique expliquée par le risque pays. Ainsi, l'inclusion du facteur $(1 - R^2)$ diminuera la prime de risque de capitaux propres en atténuant le problème de surestimation du risque.

L'avantage du modèle précédent réside dans la disponibilité des données exigées. Par contre, sa lacune principale provient de sa présupposition de la stabilité des bêtas globaux et des bêtas de pays. On constate que cette condition n'est pas respectée si la forte volatilité des rendements apparaît très évidente dans les marchés

émergents (Bekaert et Harvey, 2002). L'insuffisance de fondement théorique est un autre inconvénient de ce modèle.

1.2.7 Modèle d'Ibbotson Associates

Parmi un éventail de modèles pour calculer le coût du capital international, Ibbotson (1999) propose la formule suivante:

$$k_i = R_{fG} + 0.5 \alpha + \beta_{LG} \beta_{GG} (R_{mG} - R_{fG}) \quad (6)$$

où α est le facteur constant obtenu de la régression du rendement du titre i sur le rendement du marché mondial. La moitié de la valeur α joue un rôle similaire à la prime de risque pays.

L'avantage de ce modèle est son application possible dans de nombreux pays, même ceux qui n'ont pas d'obligations internationales. La raison économique d'inclure la moitié du facteur α reste néanmoins discutable.

1.2.8 Modèle de Damodaran

Damodaran (2003) a proposé un modèle pour régler le problème de sous-évaluation du modèle de risque pays:

$$k_i = R_{fUS} + R_c \cdot \sigma_e / \sigma_d + \beta_{US} (R_{mUS} - R_{fUS}) \quad (7)$$

où σ_e est l'écart type de rendement des actions du marché local, et σ_d est l'écart type de rendement des obligations du gouvernement local.

Ce modèle ne tient toutefois pas compte du fait que le niveau de risque pays assumé est différent au niveau des industries et des entreprises.

Pour résoudre ce problème, Damodaran suggère d'ajouter un paramètre λ pour bien refléter l'effet du risque pays sur le rendement de titre i . Cette variable peut se calculer à partir de trois sources : la proportion du revenu de l'entreprise i réalisé dans le pays concerné, le ratio du profit gagné dans le pays concerné ou la covariance entre le rendement du titre i et celui de l'obligation gouvernementale.

Ce modèle présente certaines lacunes. Comme tous les autres modèles qui supposent le risque pays, celui-ci n'intègre pas les gains associés à la diversification. De plus, la volatilité du marché des actions dépend des caractéristiques des firmes qui sont cotées (secteur, levier financier, etc.). Sur certaines bourses émergentes, seuls certains secteurs sont représentés (les matières premières notamment). On mesure alors essentiellement un risqué sectoriel. Il faut dire cependant que ce modèle ne peut être appliqué dans les pays ne disposant pas de marché financier, qu'il ne contient aucune hypothèse théorique sous-jacente et qu'il n'est relié à aucun travail théorique antérieur en finance.

1.2.9 Modèle de CSFB

Hauptman and Natella (1997)⁸ ont établi un modèle pour le coût du capital en Amérique latine:

$$k_i = R_{fL} + \beta_{iL} (R_{mUS} - R_{fUS}) \cdot A_i \cdot K_i \quad (8)$$

où k_i est le coût du capital du titre i , R_{fL} est le taux sans risque calculé par le rendement de l'obligation Brady. β_{iL} est la covariance du rendement du titre i avec un

⁸ Ce modèle est cité par Harvey, Campbell R. 2003. «The International Cost of Capital and Risk Calculator (Iccrc) ». En ligne. <aculty.fuqua.duke.edu/~charvey/Teaching/BA456_2006/ICCR.C.DOC>.

indice local. $(R_{mUS} - R_{fUS})$ est la prime de risque du marché américain. A_i est le coefficient de variation de l'indice local divisé par le coefficient de variation du marché américain. K_i joue le rôle de facteur d'ajustement pour présenter l'interdépendance entre le taux sans risque et la prime de risque du marché. Dans ce cas, Hauptman et Natella assument que $K=0.60$

Encore une fois, les facteurs choisis dans ce modèle sont difficiles à expliquer. Ce modèle ressemble au CAPM si on enlève les facteurs A et K. Ce modèle ne semble pas véritablement raisonnable si l'on calcule le bêta en se basant dans le marché local tandis que la prime de risque utilisée est celle du marché américain.

La section suivante sera consacrée à l'étude des modèles qui ne sont pas basés sur le CAPM.

1.3 Modèles non CAPM

1.3.1 Modèle Godfrey-Espinosa :

Godfrey et Espinosa (1996) ont proposé un modèle pour traiter les problèmes de CAPM traditionnel dans les marchés émergents qui se résume par la formule suivante:

$$k_i = R_{fUS} + R_C + \beta (R_{mUS} - R_{fUS}) \quad (9)$$

$$\beta = (\sigma_i / \sigma_{US}) \cdot 0,60 \quad (10)$$

où R_{fUS} est le taux sans risque du marché américain, β est un bêta ajusté, σ_i est l'écart type de rendement dans le marché local et σ_{US} est l'écart type du rendement de marché boursier américain.

Tableau 1.2: Estimation du coût des capitaux propres des pays émergents

Pays	Spread du Credit (1)	Volatilité (σ_i)	Bêta ajusté (2) (σ_i / σ_{US}) . 0,6	Coût des capitaux propres = $R_{US} + (1)+(2)*$ Prime risque EU
Argentine	4.0	54.74%	3.39	28.7
Turquie	2.7	58.17%	3.60	28.5
Brésil	4.1	53.75%	3.33	28.4
Pologne	0.9	59.83%	3.71	27.3
Hongrie	1.6	56.86%	3.52	27.0
République tchèque	0.8	48.32%	2.99	23.3
Mexique	3.8	36.56%	2.26	22.3
Philippines	2.0	32.05%	1.99	18.9
Inde	1.6	29.95%	1.86	17.8
Thaïlande	0.6	30.91%	1.91	17.1
Indonésie	1.0	27.19%	1.68	16.3
Corée du Sud	0.8	25.53%	1.58	15.5
Malaisie	0.6	23.76%	1.47	14.7
Afrique du Sud	2.0	19.58%	1.21	14.7
Etats-Unis		9.68%	1	11.5

Suppositions: $R_{US} = 6\%$; Prime de risque aux EU=5.5%. La volatilité et la prime de risque ont été estimées entre mars 1991 et août 1996

Source : Godfrey et Espinosa (1996)

Le bêta ajusté dans le modèle implique une valeur unitaire du coefficient de corrélation entre les marchés. Le facteur 0,60 diminue la prime de risque des capitaux propres pour alléger le problème de surestimation du risque. Il constitue un élément supplémentaire dans le coefficient de détermination de la volatilité des capitaux propres du marché par rapport à la qualité du crédit de pays. 1.2 expose les résultats de ce modèle pour certains pays

Cette méthode peut être critiquée à certains égards. La prise en compte d'une mesure locale du risque pays (σ_i) pose le problème de la petite taille de certaines

bourses de pays émergents: nous risquerions de mesurer un risque sectoriel à la place d'un risque pays. Nous pouvons aussi poser la question de la valeur de 0,6 pour raffiner la corrélation entre le risque souverain et le risque de marché. Il faudrait pour chaque pays établir précisément cette corrélation.

1.3.2 Modèle d'Estrada

Erb, Harvey et Viskanta (1996) ont constaté que l'approche du bêta semblait montrer un certain avantage lorsqu'elle était appliquée aux marchés développés, mais l'évidence pour les marchés émergents reste à démontrer.

Comme nous l'avons mentionné antérieurement, le risque pays est un facteur non symétrique. Estrada (2000) propose d'utiliser le risque de gauche ou « downside risk » comme mesure de risque au lieu du bêta. Il juge que le modèle « downside risk » est plus approprié aux perceptions du risque des investisseurs puisque les risques « upside » sont toujours préférées. De plus, les résultats déduits de ce modèle sont plus crédibles comparativement aux chiffres trop petits calculés grâce au modèle CAPM traditionnel et ceux trop grands obtenus par modèle de risque total. Il respecte aussi la caractéristique d'intégration partielle des marchés émergents (Estrada, 2000). Le modèle de « downside risk » est élaboré comme suit :

$$k_i = R_{TUS} + R_{Mi}(R_{mG} - R_{TG}) \quad (11)$$

où R_{Mi} est une mesure de risque calculé par est le ratio du semi-écart type de rendement par rapport au moyen du marché i et le semi-écart type de rendement par rapport au moyen du marché mondial

Estrada (2000) a testé son modèle de régression sur vingt-huit marchés émergents en utilisant la base de données de « Morgan Stanley Capital Internationale

(MSCI) » sur diverses périodes. Les résultats pour les pays émergents asiatiques sont présentés dans le suivant. Le Vietnam n'est malheureusement pas inclus dans cette étude.

Plusieurs raisons soutiennent la validité d'une approche de risque de gauche. Mentionnons d'abord que cette méthode s'appuie sur plusieurs études théoriques dans le domaine. Bawa et Lindenberg {, 1977 #133}, par exemple, développent un modèle basé sur le risque de gauche qui explique les données au moins aussi bien que le CAPM. Harlow et Rao (1989) raffinent la méthode de Bawa-Lindenberg et constatent que les données soutiennent leur modèle. Une autre étude menée par Markowitz {, 1959 #131} a finalement montré l'avantage du risque de gauche au bêta : « the semideviation produces efficient portfolios somewhat preferable to those of the standard deviation ».

Tableau 1.3: Mesure de risque et coût des capitaux propres des pays asiatiques

Marché	Bêta	Risque total	Risque de gauche	Coût selon le bêta	Coût selon le risque total	Coût selon le risque de gauche
Chine	1.17	3.14	2.66	11.44	22.25	19.60
Inde	0.46	2.05	1.79	7.51	16.25	14.87
Indonésie	0.93	4.34	3.29	10.13	28.87	23.09
Malaisie	1.30	2.49	2.33	12.14	18.71	17.81
Philippines	1.16	2.63	2.38	11.35	19.49	18.07
Taiwan	0.93	3.19	2.81	10.13	22.54	20.47
Thaïlande	1.39	3.03	2.84	12.63	21.64	20.64

Source: Estrada (2000, p. 24)

En ce qui concerne le comportement des investisseurs, la logique derrière ce modèle est conforme à la philosophie d'investissement, à savoir que les investisseurs ne détestent pas la volatilité mais détestent la volatilité de gauche.

L'utilité de ce modèle est limitée si le pays ne dispose pas d'un marché boursier ou si celui-ci est trop jeune ou les données de transactions ne semblent pas stables.

1.3.3 Modèle de coût du capital implicite

Calculer le coût du capital implicite en se basant sur le niveau de prix courtier n'est pas une nouvelle idée dans la pratique financière aux Etats-Unis. Bon nombre de travaux, dont ceux de Gebhardt, Charles et Bhaskaran (2001), Easton (2004) et Claus et Thomas (2001) ont considéré cette avenue. Ces études commencent par assumer un modèle d'évaluation basé sur le flux monétaire actualisé, comme le modèle de revenu résiduel, par exemple. Elles utilisent ensuite les prévisions de long et court terme sur les revenus comme une approximation du revenu futur. Enfin, ils calculent le taux d'actualisation implicite qui égalise la valeur actuelle des flux de trésorerie aux prix actuels des actions.

Selon Vander Weide et Carleton (1988), ces mesures ex-ante constituent un moyen plus efficace que les méthodes historiques pour prévoir les prix futurs des actifs financiers. À priori, l'utilisation d'une mesure ex-ante est satisfaisante pour un évaluateur. Les coûts du capital obtenus pourraient traduire à un moment donné le taux de rentabilité attendu par les investisseurs, ce qui est tout à fait conforme au cadre théorique, puisqu'il s'agit de la définition de l'actualisation.

Par contre, l'utilisation du modèle pose des problèmes dans la mesure où le modèle dépend largement des prévisions des analystes tandis que ces derniers sont soumis à d'importants biais (Han, Manry et Shaw, 1997). Ces auteurs soulignent que cette tendance est particulièrement optimiste. Ils donnent aussi des raisons pour expliquer ce phénomène. Tout d'abord, l'information dont disposent les analystes est

étroitement liée à la bonne volonté des équipes dirigeantes. Cette relation de dépendance inciterait les analystes à ménager les dirigeants sous peine de ne plus pouvoir accéder ultérieurement à de nouvelles informations. Ensuite, les analystes ont intérêt à entretenir un optimisme garant d'un volume d'activité élevé et donc de fortes commissions.

1.3.4 Modèle Erb-Harvey-Viskanta (EHV)

Erb, Harvey et Viskanta (1996) ont proposé un modèle basé sur le risque de crédit pour les économies sans marché boursier :

$$ke_{i,t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot \ln(CCR_{it}) + \varepsilon_{i,t+1} \quad (12)$$

où ke est le rendement semi annuel en dollar US pour le pays i (ou le coût du capital pour investir dans le pays i), CCR est le rating de crédit pour le pays fourni par « Institutional Investor », t est mesuré à six mois, ε est le résidu de régression.

Le modèle est basé sur la mesure de risque du marché des obligations mesuré par le rating souverain de pays auquel on déduit le coût de capitaux propres. Une telle mesure incorpore les risques politiques, le risque de change, l'inflation et les autres variables concernant le risque pays. Les auteurs constatent que ce modèle de logarithme naturel semble en mesure de capturer la non linéarité dans la relation entre le «rating du crédit» et le coût du capital. Un autre avantage de ce modèle réside dans le fait qu'il est applicable aux contextes où il n'y a pas de marché boursier.

En utilisant le modèle décrit à l'équation (12) et des données récoltées entre 1979 à septembre 1995, Erb, Harvey et Viskanta (1996) ont fait une régression sur 47 marchés boursiers et estimé le taux de rendement des 88 pays qui ne possédaient pas le

marché boursier. Ils en sont arrivés à établir une formule pour calculer le coût du capital semi annuel dans les pays émergents sur une période déterminée:

$$k_e = -53.71 - 10.47 \times \ln(\text{CCR}_i) \quad (13)$$

Comme nous le voyons dans le tableau 1.4, les résultats obtenus grâce à cette méthode sont plus élevées qu'avec la méthode proposée par Estrada (2000).

Tableau 1.4: Rendement des marchés émergents asiatiques

Marché	Rating du credit	Rendement espéré
Chine	57	22,8
Inde	46,1	27,2
Indonésie	52,4	24,5
Malaysie	69,1	18,7
Philippines	36,8	31,9
Taiwan	79,9	15,7
Thaïlande	63,8	20,4
Vietnam	29,5	36.6

Source: Erb, Harvey et Viskanta (1996), p. 54-55.

Notons que l'inconvénient de ce modèle est la limite du champ d'application. On ne peut l'utiliser pour analyser le coût du capital au niveau de l'industrie ou au niveau de la firme.

CHAPITRE II

LE MARCHÉ BOURSIER DU VIETNAM

Dans cette partie, nous examinerons les caractéristiques du marché boursier du Vietnam. Nous présenterons tout d'abord les indicateurs économiques principaux du pays au cours des dernières années. Nous analyserons ensuite les caractéristiques du marché boursier vietnamien et les activités des investisseurs étrangers. Nous terminerons en présentant la performance générale du marché.

2.1 Principaux indicateurs boursiers

Depuis la réforme économique de 1986, l'économie du Vietnam a subi d'extraordinaires changements. Le taux de la croissance du PIB a augmenté pendant les trois dernières années et atteignait environ 8,4 % en 2005. Cette performance a permis une importante réduction de la pauvreté (celle-ci a diminué de 57 % en 1992 à moins de 20 % en 2004) et a eu pour effet une augmentation négligeable de l'inégalité des revenus (l'indice de Gini a légèrement augmenté atteignant 0,37 en 2004). De plus, le ratio de l'investissement au PIB s'élève à 38 % en 2005.

Tableau 2.1: Principaux indicateurs économiques du Vietnam

	2001	2002	2003	2004	2005
Produit, emploi, et prix					
% change du PIB	6.9	7.1	7.3	7.7	8.4
% change de l'indice de production industrielle	14.6	14.5	15.5	16.0	17.2
Taux de chômage (% , urbain)	6.3	6.0	5.8	5.6	5.3
% change l'indice de prix de consommation	0.8	4.0	3.0	9.5	8.4
Secteur public					
Balance du gouvernement (% PIB)	-2.9	-1.9	-2.0	-1.4	-1.4
Dette domestique du secteur public (accumulée, %)	5.5	6.3	6.8	7.5	8.3
Commerce étranger, BP et dette externe					
Balance commerciale (million \$US)	1,135	-3,027	-5,107	-5,451	-4,648
Exportation (million \$US)	15,027	16,706	20,149	26,503	32,233
Exportation (% change, année précédente)	4.0	11.2	20.6	31.5	21.6
Variation des exportations	-10.8	4.6	16.8	48.3	30.3
Importations (millions de \$US)	16,162	19,733	25,256	31,954	36,881
Variation des importations	3.2	22.1	28.3	26.5	15.4
Balance des comptes courants (millions de \$US)	672	-418	-1,946	-1,702	-473
Balance des comptes courants (% PIB)	2.1	-1.2	-4.9	-3.8	-0.9
Investissements directs des étrangers (\$US million)	1,250	2,045	1,900	1,900	2,350
Dettes externe (milliards de \$US)	12.3	12.2	13.3	15.5	16.9
% PIB	37.8	34.8	33.7	34.2	32.1
Ratio de service de la dette (% exportations)	10.6	8.6	7.9	6.2	5.2
Réserves, y compris de l'or (million de \$US)	3,390	3,695	5,620	6,314	7,730
Marché financier					
Crédit à l'économie (% change),	21.4	22.2	28.4	41.7	30.0
Taux d'intérêt à court terme (Dépôt de 3 mois)	5.9	7.0	6.3	6.7	7.7

Source: La banque mondiale⁹

⁹ La banque mondiale. 2006. « Vietnam Data & Statistics ». En ligne
 <http://siteresources.worldbank.org/INTEAPHALFYEARLYUPDATE/Resources/550192-1143237132157/Key_Indicators_Tables_Vietnam.pdf> Consulté le 15 Mars 2006.

En ce qui concerne la balance de paiement, en 2005, on notait une réduction du déficit commercial : celui-ci était de 3% du PIB alors que l'année précédente, il était de 5,2%. Cela est dû en partie à des remises de fonds à l'étranger (environ 3,8 milliards de dollars, une augmentation de 20 % par rapport à l'année précédente). Le déficit est principalement financé par l'aide publique au développement (APD) et les investissements directs étrangers.

En 2004 le gouvernement a émis des bonds de trésor représentant environ 0,7 % du PIB. En octobre 2005, il a émis pour la première fois avec succès, des obligations souveraines du Vietnam de valeur totale de 750 millions de dollars US, soit approximativement 1,5 % de PIB. Le pays espère maintenir sa dette publique à 30 % du PIB d'ici à 2010.

En ce qui a trait au taux d'inflation, ce dernier ne semblait cependant pas très bien contrôlé en 2005 (5,7%). Plusieurs facteurs sont responsables de l'augmentation du taux d'inflation: la grippe aviaire et les prix internationaux des importations principales (le pétrole, le ciment et l'acier) en sont deux exemples. Les prix exorbitants des aliments au cours des derniers mois de l'année sont également responsables des résultats inflationnistes.

Au sujet de l'investissement, le taux de croissance de crédit a chuté de 37 % en juillet 2005 après avoir augmenté à 42 % en décembre 2004. Le ralentissement est principalement causé par un déclin du crédit aux PME de 36 % en décembre 2004, à 28 % en juin 2005.

En somme, la stabilité macro-économique demeure une caractéristique exceptionnelle du Vietnam. Le «Country Policy and Institutional Assessment (CPIA)» de la banque mondiale a confirmé cette conclusion (Appendice A).

En ce qui concerne la microéconomie, les résultats sectoriels ne sont cependant pas aussi impressionnants. La structure économique du pays montre un déséquilibre important. Le secteur agricole représente une proportion assez importante (21.76%) tandis que les secteurs industriel et tertiaire ne constituent que de 40.9 et 38.15% de l'économie nationale respectivement (Appendice B).

Au niveau du commerce international, les exportations ont augmenté de 22 % au cours des dix premiers mois de 2005. En 2004, le pétrole brut était la principale exportation du pays : sa valeur a augmenté de 33,5 % malgré une chute en volume de 7,2 %. D'autres produits principaux tels le riz, le café, le caoutchouc et le charbon ont également subi une augmentation de prix en 2005. Cette année-là, la valeur des importations a connu une croissance de 18,3 %.

Il est à noter que les exportations du Vietnam doivent faire face à un environnement incertain dû aux actions « antidumping ». Les marchandises actuellement menacées sont les chaussures, les bicyclettes, et les produits en bois. Plus précisément, l'Union Européenne (UE) a déjà imposé un tarif d'antidumping de 34% aux bicyclettes vietnamiennes. En juillet 2005, l'UE a également commencé un mouvement d'antidumping contre l'importation de chaussures en provenance du Vietnam. Les exportations de fruits de mer continuent également de souffrir de l'imposition des tarifs punitifs et de diverses barrières non tarifaires de la part de l'UE et les États-Unis.

Il faut mentionner que la structure de l'exportation vietnamienne a profondément changé ces dernières années. Les États- Unis, l'UE et la Chine ont augmenté leurs importations du Vietnam d'environ 50% depuis 2001 et sont devenus les partenaires commerciaux les plus importants du pays.

La réforme économique a également conduit à une restructuration de certains secteurs économiques. Le nombre d'entreprises étatiques est passé de 5.600 en 2001 à

3.200 en 2005. Le gouvernement maintiendra sa propriété aux entreprises les plus grandes pendant un certain temps. Quatre des plus grandes sociétés ont été restructurées pour être en mesure de se maintenir à travers des plusieurs secteurs, à la façon des conglomérats sud-coréens.

Les privatisations récentes ont contribué à la diminution de la production du secteur étatique (appendice C). La croissance rapide du secteur privé et étranger a également contribué à ce déclin relatif. Cependant, plus d'un tiers du produit industriel et environ un quart des exportations provient des entreprises étatiques (39.4% de PIB en 2005).

Dans le marché du travail, les entreprises publiques ont augmenté leur part pendant la période 1993-2002; celle-ci n'a commencé à diminuer qu'au cours de la période 2002-2004 (appendice D). Les données semblent refléter un changement structurel de l'économie vietnamienne dans lequel les entreprises étatiques deviennent moins attrayantes en tant qu'employeur.

Quant à l'entrée du Vietnam sur le marché international, l'objectif le plus important pour le Vietnam en 2005 était d'accéder à l'OMC (Organisation mondiale du commerce). Pour le moment, ceci ne sera pas possible avant 2007, le Vietnam n'ayant pas obtenu d'entente satisfaisante lors des négociations bilatérales avec les États Unis. Pour une adhésion sans condition, le Vietnam devra avoir le statut PNTR (Permanent Normal Trade Relations), un régime qui s'adresse aux nations les plus favorisées; la procédure d'approbation et la prise de décision du congrès américain peut toutefois prendre jusqu'à un an.

2.2 Le marché boursier vietnamien

2.2.1 Histoire et mécanisme de fonctionnement

Le marché boursier du Vietnam a été fondé en 2000 avec la création d'une Bourse situé au Ho Chi Minh Ville (HSTC). Il a officiellement été mis en opération le 28 juillet 2000. Au début, il n'y avait que 5 entreprises cotées dont la valeur initiale atteignait 321,178.4 millions de VND (l'équivalent de 21,411,866 dollars américains).

La deuxième bourse a été inaugurée à Hanoi en mars 2005. Celle-ci se consacre aux petites et moyennes entreprises et possédait 10 organisations cotées en mars 2006.

L'histoire du marché boursier du Vietnam se distingue des autres pays de la région. Le pays commence à adopter des principes économiques capitalistes assez tard, soit seulement depuis 1986; il a donc subi une réforme économique profonde où il fallait restructurer le secteur public et encourager le développement du secteur privé. Cette réforme a débuté par un processus de privatisation des entreprises étatiques dans lequel l'État retient la majorité du capital et vend le reste aux employés et aux investisseurs domestiques et étrangers. Dans ce contexte, les premières entreprises à participer au marché boursier étaient les entreprises étatiques transformées. Un tel mouvement se rapproche de ce qui se produit en Chine et diffère des cas comme la Thaïlande ou les Philippines, où le secteur privé est très développé et devient un acteur important de l'économie nationale.

La trop courte histoire d'un marché peut parfois constituer un désavantage majeur pour effectuer des recherches. Des données s'échelonnant sur quelques années seulement semblent insuffisantes pour que des estimations significatives puissent être faites. Le nombre d'observations limité, combiné avec la grande volatilité du marché, rend inappropriée l'application des modèles CAPM dans ce contexte.

En ce qui à trait aux autorités des marché financiers, la « State Securities Commission » (SSC) qui est officiellement établie en 1996 est le responsable du développement et de la réglementation des bourses.

Les règlements boursiers stipulent que pour faire une cotisation, une entreprise doit avoir été profitable pendant au moins 2 années, avoir une capitalisation minimum de 5 milliards de VND (approximativement 318,000 de dollars US) et posséder au moins 50 actionnaires qui ne sont pas employés qui détiennent au moins 20% des actions. Les entreprises étrangères sont techniquement qualifiées pour la cotisation mais afin de le faire, elles doivent être réorganisées pour avoir un statut de société par action. Les entreprises doivent également soumettre à l'audit par une entreprise d'audit indépendante et approuvée.

La compensation entre les acteurs du marché est centralisée par HSTC par l'intermédiaire de la Banque de l'investissement et du développement du Vietnam (BIDV), une banque commerciale d'État. Plusieurs autres banques et entreprises courtières ont été autorisées à accepter les comptes titres. Les branches de Ho Chi Minh Ville de HSBC et de Deutsche Bank sont actuellement les seules banques fournissant ces services aux investisseurs étrangers. Les comptes titres sont basés sur un dépôt central, avec un système central d'écriture. Il y a actuellement treize sociétés de courtage dont neuf sont autorisés à offrir la gamme complète de services comprenant la garantie d'émission, le courtage, les comptes titres, la recherche, la gestion de portefeuille et le « trading » (Voir appendice E). Le capital minimum exigé pour une entreprise de courtier est de 43 milliards de VND (2.7 millions de dollars US).

Parmi les 13 maisons de courtier, les quatre plus grandes sont Bao Viet Securities Co. Bank (BVSC), Investment and Development of Vietnam Securities Co. (BSC), Asia Commercial Bank Securities Co. (ACBS), Saigon Securities Incorporate (SSI), qui représentent plus de 70 % de chiffre d'affaires du secteur.

La cotation de HSTC est effectuée par l'intermédiaire d'un système automatisé de « order-matching ». Le système peut recevoir 300,000 ordres par jour. Pour les

actions, il y a deux modes de transactions : le « order-matching », avec 2 séances par jour à 9 et 10h du matin, et le « put-through », avec 1 séance par jour à 10h30. Le « put-through » est la seule méthode appliquée aux transactions d'obligations.

Actuellement, une marge de fluctuation des prix de 5% par rapport au dernier prix clôture s'applique à toutes les transactions d'actions.

SSC a permis à huit entreprises, dont quatre entreprises étrangères, d'auditer des rapports financiers d'organisations cotées pour améliorer la qualité des informations fournies dans le marché.

Jusqu'à présent, VN-Index est le seule indice construit pour la Bourse de Ho Chi Minh Ville. Cet indice existe depuis juillet 2000 et reposait sur le principe de capitalisation marchande de tous les titres cotés avec une valeur de base égale à 100.

2.2.2 Caractéristiques du marché

Cinq ans après sa fondation, le marché a pris une ampleur considérable. En mars 2006, 35 entreprises étaient cotées avec une valeur de cotisation de 3,667,224 millions de VND (Tableau 2.2).

Tableau 2.2 : Nombre d'actions et valeur des actions cotées

	01/01/2003	1/1/2004	1/1/2005	1/3/2006
Nombre des entreprises cotées	20	22	26	35
(%) du marché total	39.22	21.78	13	10.03
Volume (mille d'actions)	99,963.34	112,001.08	133,586.39	366,722.44
(%) du marché total	85.06	56.54	37.09	46.96
Valeur (million de VND)	999,633.40	1,120,010.80	1,335,863.91	3,667,224.39
(%) du marché total	36.28	11.51	6.27	8.65

Source : La bourse de Ho Chi Minh Ville. 2005.

La capitalisation des actions du marché s'élève à 1,382 millions de dollars américains; il s'agit d'une grande croissance par rapport au montant initial. Cela est encore très modeste en comparaison avec les chiffres de marchés développés comme ceux des États-Unis, du Canada ou même de l'Asie du Sud-est comme la Thaïlande (121,961 millions de US\$) et la Malaisie (193,133 millions de US\$). Il est important de noter que l'importance du marché boursier dans l'économie nationale du Vietnam est plutôt faible. La capitalisation des actions représente près de 3,5% du PIB présentement. Par contre, Pereiro (2001) a démontré que ce paramètre se situait à plus de 100% dans les pays développés.

On note également une hausse considérable du nombre d'obligations avec 311 titres de valeur de cotisation de 38,484 milliards de VND (2,422.38 milliards de dollars US) en mars 2006 (Tableau 2.3). Les obligations corporatives ne constituent cependant pas encore un segment significatif. De plus, il n'y avait pas de marché pour les produits dérivés avant mars 2006.

Tableau 2.3: Volume et valeur des titres cotés en mars 2006

	Marché	Actions	Actions de fonds	Obligations
Titres cotés	347	35	1	311
% du total	100	10.09	0.29	89.63
Volume (mille de titres)	785,181.96	371,339.42	30,000	383,842.54
% du total	100	47.29	3.82	48.89
Valeur (million de VND)	42,397,647.7	3,713,394.2	300,000	38,384,253.5
% du total	100	8.76	0.71	90.53

Source : La bourse de Ho Chi Minh Ville. 2005.

Pour évaluer le coût de capital des entreprises privées non cotées, on utilise souvent des bêtas d'entreprises comparables, qui sont en nombre restreint au Vietnam. Il n'y avait que 35 entreprises cotées au Vietnam en mars 2006 : ceci explique pourquoi peu d'échanges ont été réalisés et pourquoi les échanges sont ainsi

concentrés. L'utilisation de techniques traditionnelles pour calculer le coût de capital propre devient problématique.

En définissant la concentration comme le ratio de capitalisation des dix plus grandes actions vietnamiennes sur le total, ce taux atteignait 87,87% en mars 2006 (Tableau 2.4). D'après « Morgan Stanley Capital International » en 2002 les États-Unis étaient un marché assez diversifié où les 10 plus grandes entreprises représentaient moins de 20% de capitalisation du marché total. Pour un autre pays développé, la Suisse, ce paramètre était par contre très élevé de plus de 70%.

Tableau 2.4 : Actions de plus grande capitalisation en mars 2006

Sigle	Entreprise	Prix de clôture	Volume	Capitalisation
VNM	VINAMILK	69	159,000,000	10,971,000,000.00
KDC	KINHDO	68.5	25,000,000	1,712,500,000.00
SAM	SACOM	72.5	23,400,000	1,696,500,000.00
REE	REE	56	28,174,274	1,577,759,344.00
GMD	GEMADEPT	67	20,986,342	1,406,084,914.00
NKD	NORTH.KINHDO	81.5	7,000,000	570,500,000.00
VFMVFI	VF1	18.5	30,000,000	555,000,000.00
SSC	SSC	57	6,000,000	342,000,000.00
TMS	TRANSIMEX SAIGON	59.5	4,290,000	255,255,000.00
Somme (mille de VND)				19,334,523,179.00
% de capitalisation du marché				87,87%

Source : La bourse de Ho Chi Minh Ville. 2005.

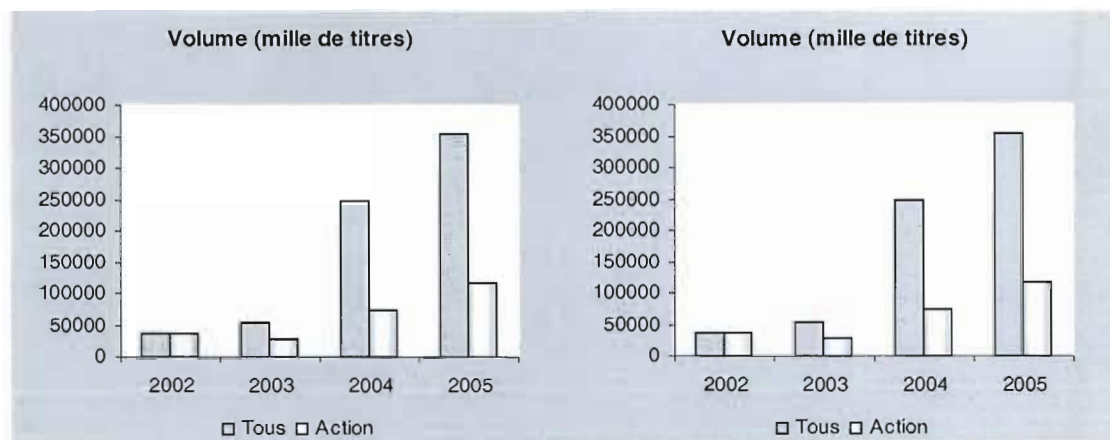
Si le marché est trop concentré, il est possible que les investisseurs manipulent les prix. D'ailleurs, la concentration rend la diversification des investisseurs difficile et le marché devient ainsi moins efficace. De surcroît, avec la concentration, tous les calculs de l'indice boursier du Vietnam (VN Index) risquent de devenir l'indice de

quelques entreprises seulement : ils ne reflèteraient plus le marché en général mais quelques entreprises dominantes.

Les marchés émergents se caractérisent aussi du fait que les transactions y sont peu fréquentes. Comme nous pouvons le constater dans la figure 2.1, le volume et la valeur des transactions restent très modestes. En 2005, le marché a réalisé une valeur de transactions de 26,877.96 millions de VND dont 3,682.99 proviennent du «trading» des actions.

La liquidité est une caractéristique contraignante des marchés émergents. En 2005, la valeur moyenne par jour des transactions atteignait 9,923 milliards de VND. En effet, la rotation du marché boursier du Vietnam n'est que de 36.42%. Le titre le plus actif est celui de BBC avec une rotation de 134.69 % par rapport à sa capitalisation. Il y a trois autres titres dont la rotation est de plus de 50 % (SAV, AGF et HAP). Pour tous les autres titres, la liquidité est assez faible et se trouvait à moins de 20% en 2005.

Figure 2.1 : Volume et valeur des transactions



Source : La bourse de Ho Chi Minh Ville. 2005.

Au niveau de la valeur absolue, REE est le titre dont la valeur des transactions est la plus grande : celle-ci représente près de 39% de la valeur des transactions du marché. GMD et SAM sont les deux titres qui représentent 20.03% et 33.97% de valeur totale du marché. Ces chiffres nous fournissent alors une évidence de la concentration du marché.

Tableau 2.5 : Rotation des titres les plus actifs en 2005 (millions de VND)

Titres	Valeur des transactions	Capitalisation	* Liquidité Relative (%)	**Rotation (%)	*** Rotation par jour
REE	430,899,016	969,195,026	38.91	44.46	1,716,729
GMD	143,209,252	498,827,146	20.03	28.71	570,555
SAM	155,050,844	846,000,000	33.97	18.33	617,732
SAV	80,489,250	139,500,000	5.60	57.70	320,674
AGF	96,215,241	175,523,460	7.05	54.82	383,328
BT6	29,991,532	182,363,390	7.32	16.45	119,488
BBC	165,181,308	122,640,000	4.92	134.69	658,093
GIL	65,044,098	145,600,000	5.85	44.67	259,140
PMS	8,923,073	46,080,000	1.85	19.36	35,550
HAP	55,487,198	74,105,723	2.98	74.88	221,065
Marché	2,490,795,892	6,839,994,105	100.00	36.42	9,923,490

* valeur des transactions du titres/valeur des transactions du marché

** valeur des transactions du titre/ capitalisation du titre x 100

***valeur des transactions/jours de transactions (251)

Source : La bourse de Ho Chi Minh Ville. 2005.

Cette faible liquidité du marché se peut résulter des coûts de transactions élevés. Ces coûts peuvent être classifiés en trois catégories: Les frais de gestion, les coûts d'opérations (tels les comptes titres et les coûts légaux et comptables) et les coûts

concernant les transactions tels ceux reliés aux commissions courtières ou au « bid-ask spreads ». Le tableau 2.6 nous donne des détails sur les tarifs imposés aux opérations du marché.

Tableau 2.6 : Frais des opérations à la Bourse de HCM Ville

Frais	Tarif	Remarques
Frais d'adhésion à la bourse	50 millions de VND	
Frais d'utilisation des installations	20 millions VND/poste/ année	
Frais des transactions/ contrats/ côtés		
Actions et certificats de fonds	0.05%	
Obligation	0.0075%	
Frais de cotisation	0.04%	Ne s'applique pas aux obligations du
Frais annuel fixe de cotisation :		gouvernement
Moins de 10 milliards VND	5 millions VND	
De 10 à 30 milliards VND	10 millions VND	
De 30 à 50 milliards VND	15 millions VND	
Plus de 50 milliards VND	20 millions VND	
Frais de registre	0.075% valeur des tires	
Frais d'adhésion de dépôt	20 millions VND	
Frais de dépôts des actions	80 VND/lot	1 lot= 100 actions
Frais de retrait des actions	160 VND/lot	1 lot= 100 actions
Frais de transfert des actions	80 VND/lot	1 lot= 100 actions
Frais pour « share depository »	3 VND/lot	1 lot= 100 actions
Frais pour « bond depositing »	3 VND/lot	1 lot= 100,000 VND
Frais de retrait des obligations	6VND/lot	1 lot= 100,000 VND
Frais de transfert des obligations	3 VND/lot	1 lot= 100,000 VND
Frais pour « bond depository »	20 VND/lot	1 lot= 100,000 VND

Source : La bourse de Ho Chi Minh Ville. 2005.

Au niveau de l'information, dans les marchés transitoires, les conditions de divulgation sont moins rigoureuses. Par conséquent, la fidélité des informations comptables est inférieure, les systèmes de reporting sont moins détaillés et plus hétérogènes. L'inflation, le risque d'échange, le risque d'expropriation, l'instabilité du gouvernement, le changement de lois, la faiblesse de la banque centrale, les restrictions aux entrées ou aux sorties de capitaux et la corruption dans les secteurs publics et privés influencent aussi la fiabilité de données.

2.2.3 Transactions des investisseurs étrangers

Au début, une limite de possession de 20% d'actions ordinaires et 40% d'obligations était imposée aux investisseurs étrangers. En juillet 2003, afin d'améliorer la liquidité du marché, le gouvernement a élevé la limite pour les actions ordinaires à 30% et enlevé la limite pour les obligations. En septembre 2005, cette proportion maximale a été augmentée à 49%. De plus, les investisseurs étrangers sont aujourd'hui autorisés à ouvrir des comptes de transactions directement chez les maisons de courtiers ou les banques d'état. C'est un signal favorable qui encourage la participation des étrangers au marché financier. Tout cela est cependant encore fortement contrôlé, spécifiquement au niveau de flux de devises étrangères.

Nous pouvons constater que ces règlements représentent une barrière très forte à l'intégration du marché du Vietnam au marché mondial. En fait, le volume et la valeur des transactions étrangères ne sont pas considérables (Tableau 2.7). Malgré la croissance, la proportion des transactions étrangères ne constituent que 18.2 % en achat et 9.53% de vente de valeur totale du marché en 2005.

Tableau 2.7 : Transactions des investisseurs étrangers

		2002	2003	2004	Mars 2006
Volume (millions d'actions)	Achat	3,699.98	3,176.02	13,497.91	21,446.
	% du total marché	10.36	11.31	18.52	18.2
	Vente	867.98	331.91	2,364.50	8,512.94
	% du total marché	2.43	1.18	3.24	7.22
Achat-Vente		2,832.00	2,844.11	11,133.42	12,933.61
Valeur (million de VND)	Achat	107.24	79.71	452.94	942.1
	% du total marché	11.18	15.88	22.98	25.58
	Vente	25.23	6.02	64.96	344.26
	% du total marché	2.63	1.2	3.3	9.35
Achat-Vente		82.01	73.68	387.98	597.84

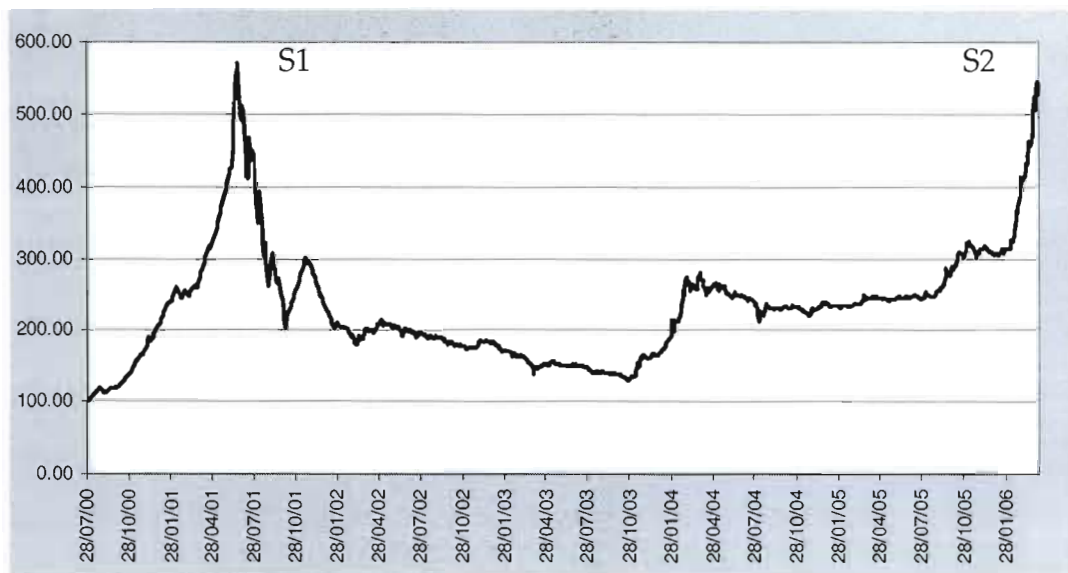
Source : La bourse de Ho Chi Minh Ville. 2005.

2.2.4 Performance du marché

La performance générale du marché peut être analysée à travers les fluctuations du VN-Index. Depuis la création du marché en juillet 2001, il y a eu deux périodes où cet indice a atteint le record de près de 600 points (S1, S2 dans la figure 2.2). Le 6 juillet 2001, VN- Index a connu une importante hausse de 100 points à 571.04 points mais a chuté brusquement à 200 points le mois suivant. L'indice a suivi la tendance de diminution pendant 2002 et 2003 avant de connaître des mouvements positifs au début de 2004. Pendant l'année 2005, la tendance est demeurée stable et l'indice a légèrement fluctué autour des 250 points. Dans les premiers mois de 2006, le marché a observé une autre période de croissance rapide et inattendue lorsque les titres des grandes entreprises telles que VNM ont été introduits dans le marché. L'indice a alors commencé à augmenter jusqu'à un nouveau record de 595.48 points (28 Avril 2006.)

Plusieurs analystes craignent qu'une chute très brusque comme celle de 2001 puisse se reproduire. Cependant, il y a plusieurs raisons permettant d'expliquer pourquoi cette croissance est moins inquiétante aujourd'hui. Tout d'abord, la taille de marché a significativement augmenté par rapport au 2001. À cette époque, le volume des transactions n'était que 83,580 de titres par séance; en 2006, le volume moyen réalisé dans chaque séance est de 1,837,094 de titres. La taille des entreprises cotées et le nombre des titres offerts dans le marché observent également une augmentation considérable.

Figure 2.2: VN-Index dans la période de 2000 à mars 2006



Source : La bourse de Ho Chi Minh Ville. 2005.

De plus, les résultats positifs des entreprises cotées en 2005 avec la stagnation du marché immobilier ont incité un plus grand flux financiers dans le marché. Moody's, une organisation financière très prestigieuse a évalué au début de 2006 que le Vietnam sera le marché le plus rentable après le Zimbabwe en 2006. Cette constatation a encouragé plusieurs investisseurs, et surtout les étrangers, à participer au marché.

Une trop forte croissance du prix des titres devrait cependant nous mettre en garde contre un phénomène très dangereux. Quand des titres de bonne qualité atteignent un niveau de prix 80000 ou 90000 VND (par rapport à la cotation originale de 10000 de VND), certains investisseurs commencent à investir dans des titres moins chers de mauvaise qualité. Dans le contexte actuel de déficit d'offre et de surplus de demande, une telle stratégie d'investissement demeure rentable, même si cela est contraire aux principes conventionnels de l'investissement. Ainsi donc, cette rentabilité pousse les investisseurs à verser encore des fonds dans le marché, qui à son tour fera encore monter les prix à un niveau exorbitant.

Il faut noter que parmi 60000 investisseurs, il n'y a que 10000 investisseurs institutionnels et étrangers. Un grand nombre d'investisseurs individuels ayant peu de connaissances du marché et une psychologie spéculative de foule risquent d'aggraver la situation déjà délicate du marché actuel.

Dans ce contexte, plusieurs analystes croient que la seule solution soit d'introduire de nouveaux titres sur le marché. Une telle solution ne pourrait cependant pas être appliquée instantanément sur le marché boursier vietnamien.

CHAPITRE III

MÉTHODOLOGIE : L'ESTIMATION DU COÛT DU CAPITAL AU VIETNAM

3.1 Choix des modèles

Comme nous l'avons mentionné précédemment, le modèle CAPM est encore beaucoup utilisé en dépit de ses nombreuses limitations théoriques et pratiques. Plusieurs variantes ont toutefois été proposées pour pallier aux lacunes du CAPM traditionnel. En plus, les données sur les bêtas et les rendements de marché sont maintenant largement disponibles.

Pour le moment, cependant, les données exigées par le modèle d'Estrada et EHV ne sont pas fournies par des services des informations financières, ce qui oblige les chercheurs et les praticiens à faire leurs propres calculs.

En tentant de définir ce qu'était un bon choix de modèle, Peirero (2001) a proposé deux critères : l'un repose sur le degré d'intégration entre le marché financier local et le marché global et l'autre concerne la fiabilité et l'utilité des données disponibles pour le pays étudié. Selon Peirero, à l'aide du premier critère, le décideur devrait déterminer le niveau d'intégration perçue en combinant des facteurs objectifs et subjectifs. Dans cet ordre d'idée, Pereiro (2001) propose le CAPM global (ICAPM) dans des cas de forte intégration financière et le CAPM local ajustée du risque pays quand le marché domestique est partiellement intégré au marché mondial. La version ajustée locale (4) est souvent préférée à la version locale traditionnelle (3) car cette dernière surestime le risque pays.

En ce qui concerne le deuxième critère, le décideur devrait mesurer l'utilité et la disponibilité des données des marchés domestique à utiliser comme « benchmark » dans le processus de prévisions. Quand les séries de données sont courtes, biaisées ou incomplètes ou quand le marché semble trop volatile, le modèle CAPM hybride ajusté (5) et le modèle Godfrey-Espinosa sont recommandés.

Pereiro (2001) propose d'utiliser un modèle hybride ajusté plutôt que le modèle de Godfrey-Espinosa pour trois raisons : (1) le modèle de Godfrey-Espinosa présuppose fortement qu'il y a une corrélation entre les marchés; (2) le facteur 0.6 peut changer avec le temps et (3), ce n'est toujours vrai que les pays émettent des dettes nominées en dollars US pour calculer la prime de risque pays (l'écart de crédit entre ces dettes et les bonds de trésor américains).

Si le décideur est favorable aux modèles autres que du type CAPM, il peut recourir aux modèles d'Estrada ou EHV. Estrada (2000) a montré que le modèle d'EHV posait deux problèmes: 1) la méthode estime d'abord le coût de capital au niveau national, (ce qui ne peut pas s'appliquer au niveau corporatif) et 2) les estimations de risque pays utilisées dans le modèle de EHV sont basées sur des perceptions subjectives de risque.

Dans le cas du Vietnam, on suggère que les analystes considèrent diverses méthodes. Selon nous, raison de la prématurité du marché et de la disponibilité limitée des données, le modèle local ajusté ou CAPM hybride ajusté, le modèle de Godfrey-Espinosa et celui de EFV sont préférables. C'est pourquoi, étant donné l'éventail de méthodes proposées, nous calculerons un intervalle de valeur pour le coût du capital plutôt que de chercher à estimer une valeur exacte et unique.

3.2 Spécifications des modèles

En nous référant à nos observations précédentes, nous estimerons le coût du capital du Vietnam, plus spécifiquement pour le secteur alimentaire, grâce à une démarche en trois étapes. Nous débuterons en appliquant un modèle de marché inspiré du CAPM pour examiner le coût de capital pour le secteur alimentaire vietnamien. Ce portefeuille alimentaire est composé de deux titres dont BBC et TRI qui sont cotés depuis décembre 2001. Il s'agit d'un portefeuille construit sur la base des valeurs marchandes des deux titres. Son rendement excédentaire dans une période t sera régressé sur le rendement excédentaire du marché dans la même période:

$$R_{VNfood\ t} - R_{f\ VN\ t} = \alpha_1 + \beta_1 \cdot (R_{VN\ t} - R_{f\ VN\ t}) + \varepsilon_{1t} \quad (14)$$

où $R_{VNfood\ t}$ est le rendement du portefeuille alimentaire du Vietnam composé de capitalisation des titres BBC et TRI pour la période t .

$R_{f\ VN\ t}$ est le taux sans risque au Vietnam.

$R_{VN\ t}$: le rendement du marché vietnamien représenté par VNIndex dans la période examinée. Les rendements des indices ne sont pas ajustés pour le dividende puisque le taux de dividende au marché du Vietnam dans l'année 2005 est assez faible à 1,8%.

Nous essaierons aussi d'appliquer ce modèle aux sous indices du secteur alimentaire de l'Australie et du Japon et estimerons les paramètres α , β pour chacun de ces trois pays, ceci dans l'esprit des discussions précédentes à l'effet que ces économies régionales sont déterminantes pour le secteur agro alimentaire vietnamien. Les formulations qui suivent explicitent les relations à estimer :

$$R_{TOPIXfood\ t} - R_{f\ TOPIX\ t} = \alpha_3 + \beta_3 \cdot (R_{TOPIX\ t} - R_{f\ TOPIX\ t}) + \varepsilon_{3t} \quad (15)$$

où $R_{TOPIXfood\ t}$ est le rendement du portefeuille alimentaire du Japon à la période t calculé de l'indice TOPIX Food&Beverage.

$R_{f\ TOPIX\ t}$ est le taux sans risque du Japon

$R_{\text{TOPIX } t}$ est le rendement du marché japonais représenté par l'indice TOPIX de la même période.

Pour le marché de l'Australie, on aura :

$$R_{\text{ASXfood } t} - R_{\text{fASX } t} = \alpha_2 + \beta_2 \cdot (R_{\text{ASX } t} - R_{\text{fASX } t}) + \varepsilon_{2t} \quad (16)$$

Où $R_{\text{ASXfood } t}$ est le rendement du portefeuille alimentaire de l'Australie calculé de l'indice S&P/ASX 300 Food Beverage à la période t .

$R_{\text{fASX } t}$ est le taux sans risque de l'Australie.

Et $R_{\text{ASX } t}$ est le rendement du marché australien représenté par S&P/ASX 300 de la même période.

Si le modèle du marché s'applique dans les marchés considérés, on espère avoir des α égaux à zéro. Nous vérifierons alors les hypothèses :

$$\alpha_1 = 0, \alpha_2 = 0, \alpha_3 = 0$$

Nous espérons également obtenir des bêtas positifs, le taux de rendement des actifs risqués devrait être plus élevé que le taux sans risque.

Certains auteurs proposent d'examiner la relation entre les sous indices et les variables macro-économique. Dans le cas du Vietnam, plusieurs de ces variables ne sont disponibles que sur une base annuelle. C'est pourquoi nous n'examinerons pas la relation entre les rendements boursiers et les facteurs macro-économiques dans ce travail.

Lors de la deuxième étape, nous chercherons une relation entre le marché du Vietnam et les autres marchés développés de la région mentionnée auparavant. Cette comparaison se justifie à la fois au plan de la proximité géographique et des interrelations économiques. En effet, en se basant sur les données du commerce entre

le Vietnam et les autres pays (appendice E), nous observons que la Chine, le Japon et les États-Unis sont les trois pays qui ont les plus importants échanges commerciaux avec le Vietnam. Toutefois, le marché boursier chinois est aussi très nouveau, c'est pourquoi on ne peut le prendre comme référence. Le marché des États-Unis est par contre trop développé et il ne correspond pas à la réalité du Vietnam. Par conséquent, la Chine et les États-Unis sont alors remplacés par l'Australie qui se range quatrième plus important importateur du Vietnam après ces trois pays; de plus l'Australie se trouve dans la même région de l'Asie pacifique. Nous croyons également que si l'intégration économique se réalise, elle se produira entre les pays de cette même région. Ainsi, dans le cas du marché intégré partiel, ces marchés auront un impact sur la fluctuation du marché vietnamien.

Nous supposons alors une relation dans laquelle le rendement du portefeuille alimentaire du Vietnam (R_{VNfood}) sera une fonction linéaire de rendement du marché du Vietnam (R_{VN}), de celui du portefeuille alimentaire en Australie ($R_{ASXfood}$) et au Japon ($R_{TOPIXfood}$) selon la formule :

$$R_{VNfood\ t} = \gamma + \phi R_{VNt} + \lambda R_{ASXfood\ t} + \theta R_{TOPIXfood\ t} + \varepsilon_t \quad (17)$$

Si une telle relation figurée par le modèle (17) existe, on peut utiliser le rendement de ces deux marchés développés comme « benchmark » pour estimer le coût du capital au Vietnam.

Nous passerons ensuite à la troisième étape dans laquelle nous nous appuyerons principalement sur le modèle CAPM local ajusté et le modèle CAPM hybride ajusté, le modèle de Godfrey-Espinosa et le modèle de Damodaran et le modèle EHV pour construire des points de référence pour établir le coût de capital pour les investisseurs qui voudraient investir au Vietnam. Les modèles et leurs formules mathématiques sont présentés dans le tableau 3.1.

Tableau 3.1: Modèles à estimer

Modèle	Formule
CAPM local ajusté	$k_i = R_{fG} + R_C + \beta_{iL}(R_{ML} - R_{fL}) (1 - R_i^2)$
CAPM hybride ajusté	$k_i = R_{fG} + R_C + \beta_{LG} \beta_{GG} (R_{mG} - R_{fG}) (1 - R_i^2)$
Godfrey –Espinosa	$k_i = R_{fUS} + R_C + \beta (R_{mUS} - R_{fUS})$
Damodaran	$k_i = R_{fUS} + R_C \cdot \sigma_e / \sigma_d + \beta_{US} (R_{mUS} - R_{fUS})$
EHV	$ke_{i,t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot \ln(CCR_{it}) + \varepsilon_{i,t+1}$

3.3 Données

Nous appliquerons les données hebdomadaires de la période allant de décembre 2001 à mars 2006, soit 211 observations pour chaque série. Les données des marchés japonais et australiens sont fournies par Datastream International. L'indice du Vietnam provient de la Bourse de Ho Chi Minh Ville.

Les rendements des indices dans un période t dans les équations précédentes sont calculés par le logarithme népérien du ratio des prix des indices de deux périodes consécutives :

$$R_t = \ln (P_t / P_{t-1})$$

où P_t : valeur de l'indice à la fin de la semaine t , P_{t-1} : valeur de l'indice à la fin la semaine $t-1$

Le taux de bond de trésor d'un mois est utilisé comme un « proxy » du taux sans risque pour le marché Australien. Par contre au Japon, on utilise le taux Gensaki

d'échéance d'un mois. Étant donné que ces taux sont cotés sur une base annuelle, la formule suivante sera utilisée pour en déduire le rendement sans risque hebdomadaire:

$$R_{ft} = \sqrt[52]{1 + TBRt} - 1$$

Où R_{ft} est le taux de rendement sans risque à la semaine t

$TBRt$ est le taux annuel de bond de trésor à la semaine t

CHAPITRE IV

L'ESTIMATION DU COÛT DU CAPITAL DANS LE SECTEUR ALIMENTAIRE: PRÉSENTATION ET ANALYSE DES RÉSULTATS

4.1 Étape 1: Application du modèle de marché au Vietnam, au Japon et à l'Australie pour le secteur alimentaire

Le tableau 4.1 présente les statistiques de rendement des indices et des sous indices alimentaires dans les marchés considérés. Les marchés japonais et vietnamiens semblent plus risqués car leurs écarts types de rendements sont plus élevés d'environ 3,8% pour la période de 2002-2005 par rapport à 1.37% pour l'Australie. Le Vietnam semble le plus rentable avec un taux de rendement hebdomadaire moyen de 0.3%. Ce taux est plus faible en Australie avec 0.18% tandis que ce taux atteint 0.22% au Japon. Ces données sont contraires à l'idée selon laquelle le marché financier japonais est moins rentable en raison de l'abondance du capital. Le taux d'intérêt au Japon est très faible. Il est maintenu à moins de 0,1% par année depuis 2001 (appendice G). D'après ces chiffres, le taux des bons du trésor est considérablement bas, soit d'environ 1,5% par année.

Au niveau sectoriel, le portefeuille alimentaire se révèle le plus rentable au Japon (son taux hebdomadaire est de 0.41% en moyenne). Au Vietnam, ce taux est de 0.13%. Il ressort également que la distribution des rendements est assez diverse dans ces différents marchés. Au Vietnam, la loi normale de distribution ne s'applique pas à toutes les années examinées car la valeur du test de Jarque-Bera nous amène à rejeter l'hypothèse nulle de normalité. Nous observons par contre une normalité de la

distribution au Japon et en Australie. De plus, la distribution semble fluctuer avec le temps. Au tableau 4.1, nous constatons que les valeurs d'asymétrie et d'aplatissement varient beaucoup au cours des années, surtout dans le marché vietnamien (le coefficient d'asymétrie varie de 0,4 à -1,6 et celui d'aplatissement de 4,4 à 9,15). Nous pouvons supposer ici que le risque et les autres facteurs déterminants du rendement ne sont pas constants dans le temps et que le modèle statique du risque peut être inapproprié.

Dans cette première étape, il faut tout d'abord estimer le modèle du marché vietnamien. Nous reprenons ici la formule (14):

$$R_{VNfood\ t} - R_{f\ VN\ t} = \alpha_1 + \beta_1 \cdot (R_{VN\ t} - R_{f\ VN\ t}) + \varepsilon_{1t} \quad (14)$$

Avant de faire cette estimation, toutes les séries de rendement et de valeur d'indices et de sous indices des trois marchés ont été testées pour l'effet de racine unitaire (Appendice H). Les résultats obtenus montrent que ces séries sont stationnaires puisque la valeur critique de probabilité du test de Dickey-Fuller augmenté est inférieure de 0.05 : ceci nous permet de rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire. La stationnarité des séries est la condition essentielle pour éviter le problème de régression illusoire que la méthode d'estimation par le MCO (moyenne carrées ordinaires) pourrait causer et qui nous mènerait à des résultats artificiels et trompeurs (Griffiths, Hill et Judge, 1993; p.696)

Tableau 4.1 : Statistiques du rendement hebdomadaire des indices et sous indices alimentaires sur les marchés du Vietnam, de l'Australie et du Japon

Statistiques	RASX					RTOPIX					RVN				
	Total	2005	2004	2003	2002	Total	2005	2004	2003	2002	Total	2005	2004	2003	2002
Moyenne	0.180	0.308	0.397	0.141	-0.199	0.224	0.608	0.144	0.405	-0.344	0.306	0.504	0.574	-0.081	-0.488
Médian	0.339	0.557	0.453	0.339	-0.257	0.444	0.696	0.499	0.470	-0.620	-0.120	0.183	-0.021	-0.501	-0.759
Maximum	4.263	2.743	2.888	4.263	3.061	8.904	4.838	7.063	6.803	8.904	12.293	6.009	12.293	11.266	7.368
Minimum	-4.388	-4.388	-2.000	-2.791	-3.136	-8.877	-7.015	-8.877	-6.803	-6.804	-10.397	-1.915	-10.397	-5.701	-5.516
Écart-type	1.375	1.498	1.104	1.321	1.490	2.856	2.189	2.494	3.183	3.222	2.860	1.579	3.773	2.551	2.440
Asymétrie	-0.309	-1.114	-0.024	0.223	0.217	-0.167	-0.810	-0.510	-0.194	0.302	1.109	1.485	0.916	1.641	0.440
Aplatissement	3.340	4.298	2.563	4.089	2.502	3.481	4.984	5.314	2.579	3.140	7.291	5.599	6.182	9.159	4.436
Jarque-Bera	4.594	14.676	0.428	3.061	0.962	3.161	14.478	14.121	0.725	0.847	214.88	34.399	29.771	107.58	6.264
Probabilité	0.101	0.001	0.807	0.216	0.618	0.206	0.001	0.001	0.696	0.655	0.000	0.000	0.000	0.000	0.044
Somme	39.850	16.328	21.033	7.484	-10.57	49.536	32.239	7.632	21.445	-18.23	67.644	26.698	30.433	-4.288	-25.86
Somme des var.	415.66	116.75	63.35	90.67	115.4	1794.5	249.22	323.32	526.76	539.8	1799.2	129.63	740.36	338.44	309.6
Statistiques	RASXFOOD					RTOPIXFOOD					RVNFOOD				
	Total	2005	2004	2003	2002	Total	2005	2004	2003	2002	Total	2005	2004	2003	2002
Moyenne	0.056	-0.060	0.497	0.009	-0.206	0.211	0.413	0.338	0.188	-0.238	0.131	0.568	0.451	-0.322	-0.727
Médian	0.120	-0.101	0.446	0.111	-0.145	0.343	0.426	0.552	0.300	-0.295	-0.288	0.058	-0.114	-0.342	-0.432
Maximum	4.265	3.901	4.178	2.946	4.265	5.276	3.516	4.250	5.276	4.922	23.920	14.805	23.920	13.148	5.438
Minimum	-5.517	-4.233	-3.189	-5.517	-3.170	-6.944	-4.948	-6.944	-3.093	-5.645	-13.802	-5.624	-13.802	-11.229	-6.009
Écart-type	1.508	1.581	1.441	1.582	1.383	1.796	1.514	1.865	1.602	2.086	4.101	2.857	5.622	3.753	2.606
Asymétrie	-0.168	0.193	-0.165	-0.860	0.380	-0.435	-0.763	-1.150	0.325	0.059	1.555	2.458	1.387	0.542	0.134
Aplatissement	3.877	3.330	3.914	4.775	4.035	4.179	4.681	6.045	3.739	3.207	10.635	13.542	8.334	5.882	3.092
Jarque-Bera	8.111	0.569	2.084	13.497	3.642	19.773	11.380	32.159	2.136	0.125	625.863	298.785	79.831	20.941	0.177
Probabilité	0.017	0.752	0.353	0.001	0.162	0.000	0.003	0.000	0.344	0.939	0.000	0.000	0.000	0.000	0.915
Somme	12.43	-3.17	26.364	0.47	-10.94	46.577	21.876	17.895	9.949	-12.60	28.844	30.089	23.926	-17.047	-38.54
Somme des var.	500.61	129.90	107.955	130.121	99.401	709.842	119.135	180.800	133.513	226.34	3700.70	424.34	1643.57	732.35	353.03

Le tableau 4.2 présente des estimations du modèle vietnamien dans lequel nous faisons la régression du rendement excédentaire du secteur alimentaire $R_{VNfood} - R_{fVN}$ sur le rendement excédentaire du marché $R_{VN} - R_{fVN}$.

Tableau 4.2 : Estimation du modèle de marché au Vietnam

	Coefficient	Erreur type	Statistique t	Prob.
C(1)	-0.189224	0.225922	-0.837565	0.4034
C(2)	1.118138	0.077366	14.45254	0.0000
R au carré	0.548409	Moyenne empirique de la variable dépendante		0.274753
R au carré ajusté	0.545784	Écart-type de variable dépendante		4.376957
Erreur-type de la régression	2.949874	Critère d'information d'Akaike		5.012830
Somme des carrés des résidus	1496.703	Critère de Schwarz		5.049141
Log vraisemblance	-434.1162	Stat. de Durbin-Watson		2.034956

Dans la partie sur l'analyse de la performance du marché financier vietnamien, en nous basant sur la tendance du marché, nous supposons qu'il y a 3 phases de développement du marché. La première s'étend de la fondation jusqu'en mars 2002 avec un sommet obtenu en juillet 2001. La deuxième phase, caractérisée par la stagnation du marché, couvre la période allant de juillet 2001 à avril 2004. Depuis lors, nous sommes entrés dans une troisième phase qui semble illustrer une nouvelle tendance de croissance du marché. Nous posons alors ici l'hypothèse selon laquelle la structure du rendement du marché peut se distinguer de l'une à l'autre période. Pour vérifier cette hypothèse, nous utiliserons le test de point de rupture de Chow. Les résultats obtenus ne nous permettent toutefois pas de rejeter l'hypothèse nulle de l'absence de point d'interruption (Tableau 4.3). Ce résultat nous permet de conclure qu'il n'existe qu'un seul modèle expliquant le rendement du marché du Vietnam pendant toute la période examinée.

Tableau 4.3 : Test de Chow de point d'interruption dans le marché vietnamien

Test de rupture de Chow: 10/27/2003 4/26/2004			
Statistique F	1.680282	Probabilité	0.156833
Ratio Log vraisemblance	6.825537	Probabilité	0.145400

En ce qui concerne la condition de normalité de la distribution des résidus, le test de Jarque-Bera rejette cette hypothèse (la valeur du test de Jarque-Bera est de 208.63). La non normalité n'influence cependant pas la consistance de l'estimation des coefficients. Toutefois, s'il y a autocorrélation, les estimations ne sont plus valides et les inférences statistiques basées sur les écarts types deviennent fortement biaisés (Griffiths, Hill et Judge, 1993; p.482)

C'est la raison pour laquelle il faut vérifier l'hypothèse d'absence d'autocorrélation des termes erreurs. Nous ne pouvons rejeter cette hypothèse puisque la probabilité critique du test LM de Breusch-Godfrey est supérieure à 0.05. Cependant, les tests de l'effet ARCH et le test de White permettent de constater que les termes erreurs ont des variances non constantes, et qu'en plus, les variances des termes erreurs sont corrélées avec les valeurs des résidus de la période précédente (Tableau 4.4).

Tableau 4.4 : Test de l'effet d'ARCH sur le modèle du marché au Vietnam

Test ARCH:				
Statistique F	4.994261	Probabilité	0.000797	
Obs*R au carré	18.35956	Probabilité	0.001050	
Équation de test:				
Variable dépendante: RESID ²				
Méthode: Moindres carrés				
Variable	Coefficient	Erreur type	Statistique t	Prob.
C	4.417295	2.067926	2.136099	0.0341
RESID ² (-1)	-0.060170	0.077044	-0.780989	0.4359
RESID ² (-2)	0.163390	0.074963	2.179609	0.0307
RESID ² (-3)	0.288308	0.094068	3.064894	0.0025
RESID ² (-4)	0.184460	0.096791	1.905746	0.0584
R au carré	0.107997	Moyenne empirique de la variable dépendante		8.782822
R au carré ajusté	0.086373	Écart-type de variable dépendante		23.40311
Erreur-type de la regression	22.36959	Critère d'information d' Akaike		9.082253
Somme des carrés des résidus	82565.76	Critère de Schwarz		9.174482
Log vraisemblance	-766.9915	Statistique F		4.994261
Stat. de Durbin-Watson	1.986877	Prob(Statistique F)		0.000797

Nous essaierons donc d'estimer l'équation (15) à nouveau en considérant la corrélation de variance avec le carré des résidus et avec la variance retardée. En d'autres termes, nous appliquons le modèle GARCH (4,1) pour expliquer les changements de la variance.

Le modèle de GARCH est très populaire dans le monde financier depuis son introduction par Engle (1982) qui permet à la variance d'évoluer en fonction des carrés des résidus passés. Bollerslev, Engle et Wooldridge Bollerslev (1988) ont généralisé le modèle ARCH (GARCH) de sorte que la variance soit en fonction des variances du passé et les carrés des résidus du passé. La formule est ainsi exprimée:

$$\text{GARCH}(p,q): \sigma_t^2 = \delta_0 + \sum_{i=1}^p \delta_1 \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \delta_2 \sigma_{t-j}^2$$

La formule précédente propose que la variance des rendements dans une période découle de la moyenne pondérée de trois composantes : la variance moyenne à long terme (la constante δ_0), la variance des périodes dernières (les composants σ_{t-i}^2) et les informations nouvelles dans cette période captées par les carrés des résidus des périodes plus récentes (les composantes ε_{t-j}^2). Ce modèle suggère que si le rendement était grand dans la direction ascendante ou descendante d'une façon inattendue, alors les acteurs du marché augmenteront l'estimation de la variance pour la période suivante. Ce modèle se conforme également à la volatilité « cluster » souvent observée dans des données financières où de grands changements de rendements sont susceptibles d'être suivis par d'autres encore plus grands.

Les résultats du modèle GARCH sont présentés dans le tableau 4.5. On constate que les coefficients d'estimation ne changent pas beaucoup par rapport au MCO. Dans cette nouvelle estimation, l'effet du GARCH est pris en compte quand les valeurs des écarts types des estimateurs sont ajustées de 0.225 et 0.077 à 0.12 et 0.004 respectivement.

Tableau 4.5 : Estimation du modèle (14) avec le modèle GARCH (4,1)

Variable dépendante: RVNFOOD-RFVN				
RVNFOOD - RFVN = C(1) + C(2)*(RVN - RFVN)				
GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*RESID(-2)^2 + C(6)*RESID(-3)^2 + C(7)*RESID(-4)^2 + C(8)*GARCH(-1)				
	Coefficient	Erreur type	z-Statistic	Prob.
C(1)	-0.189932	0.123999	-1.531727	0.1256
C(2)	1.031892	0.043380	23.78747	0.0000
Équation de variance				
C	1.347316	0.486104	2.771663	0.0056
RESID(-1)^2	0.070814	0.063938	1.107542	0.2681
RESID(-2)^2	0.052289	0.066842	0.782279	0.4341
RESID(-3)^2	0.572626	0.147197	3.890199	0.0001
RESID(-4)^2	0.624705	0.148509	4.206524	0.0000
GARCH(-1)	-0.028635	0.062809	-0.455905	0.6485
R au carré	0.545077	Moyenne empirique de la variable dépendante		0.274753
R au carré ajusté	0.525893	Écart-type de variable dépendante		4.376957
Erreur-type de la regression	3.013772	Critère d'information d'Akaike		4.638902
Somme des carrés des résidus	1507.748	Critère de Schwarz		4.784146
Log vraisemblance	-395.5845	Stat. de Durbin-Watson		2.052475

Le test de Wald de ce modèle montre également que la valeur constante de la régression n'est pas significativement différente de zéro. De plus, le signe de bêta est positif dans nos estimations. La valeur estimée de ces deux coefficients est conforme à notre hypothèse posée dans la partie de méthodologie.

Avec les valeurs estimées des coefficients, nous pouvons reformuler le modèle comme suit :

$$RVN_{\text{food } t} = R_{fVNt} + 1.031(R_{VNt} - R_{fVNt}) \quad (18)$$

Alors, le R carré ajusté dans ce modèle obtient la valeur plutôt satisfaisante de 0.548, qui signifie que les changements du rendement du marché pourrait expliquer jusqu'à 54.8% de la variation du rendement sectoriel. La valeur d'erreur type des estimateurs est assez faible, ce qui implique la grande précision des coefficients estimés puisque la précision d'un estimateur est d'autant plus faible que son écart type est élevé par rapport à la valeur du coefficient. Inversement la précision d'un estimateur est d'autant plus élevée que son écart type est faible par rapport à la valeur du coefficient (Dor, 2004; p. 93). Dans notre cas, le bêta estimé dans ce modèle vaut 25,75 fois son écart type. Un intervalle de confiance pour ce paramètre est donc très étroit autour de 1.04. Il faut cependant faire attention lorsque l'on interprète les résidus pour faire la prévision. Dans ce contexte, les variances des rendements et de résidus ne sont pas constantes. Comme nous le voyons dans le tableau 4.5, la variance des rendements s'explique par le modèle GARCH comme suit:

$$\sigma_t^2 = 1.347316 + 0.57 \varepsilon_{t-3}^2 + 0.62 \varepsilon_{t-4}^2 \quad (19)$$

Dans le contexte du Vietnam, selon le modèle estimé, le rendement du portefeuille est déterminé par le rendement du marché (le bêta est de 1.03). La valeur long terme de la variance est égale à 1,347, ce qui est présenté par le constant dans le modèle 16). Ce paramètre est beaucoup plus faible que la valeur de l'écart type de la régression présentée dans le tableau 4.2 (3.013). La prise en compte de l'effet ARCH a donc permis une augmentation de la précision du modèle.

Il est nécessaire d'interpréter la variance avec prudence. D'après les résultats, la variance prévue (qui représente le niveau de risque) pour la période t est influencée par les informations sur la volatilité révélées aux périodes t-3 et t-4, c'est-à-dire les informations diffusées près d'un mois auparavant. Notons que les coefficients reliés à

la volatilité des périodes t-1, t-2 et la variance à la période t-1 ne sont pas significativement différents de zéro selon les statistiques z présentés au tableau 4.5.

Cette caractéristique confirme l'idée voulant que les marchés émergents ne soient pas efficients. Autrement dit, les prix ne reflètent pas entièrement l'information disponible dans le marché. Ainsi, dans ces circonstances d'efficience, aucun investisseur ne possède d'avantage en prévoyant un rendement sur le cours d'une action puisque tout le monde a le même accès à l'information (Reilly et Brown, 2003; p.179). On observe que pour atteindre le statut d'efficience, un marché doit être grand et liquide. L'information doit y être largement disponible (tant en termes d'accessibilité que de coûts), et diffusée aux investisseurs instantanément. Les coûts de transaction doivent être inférieurs par rapport aux bénéfices prévus. Les investisseurs doivent également avoir assez de fonds pour faire de l'arbitrage. L'important est que l'investisseur puisse croire qu'il peut surpasser le marché.

Il apparaît clair, que ces conditions ne sont pas respectées dans le marché vietnamien. En effet, comme nous l'avons mentionné antérieurement, le marché vietnamien est habituellement conduit par une majorité d'investisseurs individuels dont les comportements pourraient conduire à une inefficience du marché (Krugman, 1997). Selon cet auteur, la mentalité de masse de ces investisseurs, leur vision à court terme et leur stratégie d'investissement qui les poussent à choisir les actions les plus « chaudes » sont les facteurs responsables de la déviation des cours et de l'inefficacité du marché. Dans tels circonstances, le prix ne reflète plus toute l'information disponible dans le marché mais il est manipulé par les spéculateurs¹⁰.

¹⁰ Dans son article, Krugman a identifié sept habitudes nuisibles des investisseurs : 1. Une vision à court terme. 2. L'avarice. 3. La croyance populaire voulant qu'il est bon de rester plutôt que sortir quand le rendement visé a été atteint. 4. Le fait de « courir avec le troupeau » : ne pas vouloir défier les conventionnelles 5. Le fait de généraliser plutôt que de considérer chaque cas individuellement 6. Aller avec la tendance plutôt que de se fier à des analyses de sources sérieuses. 7. Le fait de jouer avec l'argent d'autres

Par exemple, si nous prévoyons que le taux de rendement excédentaire du marché de la période suivante sera de 0.2%, le rendement excédentaire prévu du secteur alimentaire sera de 0.206%. Cependant, le niveau de risque (incarné par la variance) n'est pas constant, mais il captera près de la moitié des résidus des périodes précédents (t-3 et t-4 avec des coefficients de 0.57 et 0.62 respectivement). Plus ces résidus sont grands, plus la variance sera importante et plus le portefeuille sera risqué. Il est nécessaire de prendre en compte cette caractéristique en analysant le rendement et le risque des investissements dans le secteur alimentaire au Vietnam.

À l'étape suivante, nous appliquons la même procédure que celle utilisée pour estimer le modèle 14 dans le marché japonais. On revient à la formule (15):

$$R_{\text{TOPIX}_{\text{food } t}} - R_{\text{TOPIX } t} = \alpha_1 + \beta_1 \cdot (R_{\text{TOPIX } t} - R_{\text{TOPIX } t}) + \varepsilon_{1t} \quad (15)$$

Les résultats de la régression par la MCO sont exposés au tableau 4.6. Malgré la non autocorrélation des résidus confirmée par le test de Breusch-Godfrey jusqu'à 4 retardés, le modèle est légèrement affecté par l'effet ARCH jusqu'à 2 retardés (Tableau 4.7). Notons que la valeur critique de probabilité est très près de 0.05. Nous pouvons ici poser l'hypothèse que l'effet ARCH n'est pas considérable. Pour en être certains, nous estimons toutefois le modèle GARCH (2,1) pour corriger la matrice de variance et de covariance et pour obtenir des estimations non biaisées des coefficients.

Tableau 4.6 : Estimation par MCO du modèle du marché japonais

Variable dépendant: RTOPIXFOOD-RFTOPIX				
Méthode: Moindres carrés				
RTOPIXFOOD - RFTOPIX = C(1) + C(2)*(RTOPIX - RFTOPIX)				
	Coefficient	Erreur type	Statistique t	Prob.
C(1)	0.099323	0.080790	1.229399	0.2202
C(2)	0.469402	0.028274	16.60203	0.0000
R au carré	0.557243	Moyenne empirique de la variable dépendante		0.199038
R au carré ajusté	0.555221	Écart-type de variable dépendante		1.795889
Erreur-type de la régression	1.197710	Critère d'information d'Akaike		3.207709
Somme des carrés des résidus	314.1576	Critère de Schwarz		3.238461
Log vraisemblance	-352.4518	Stat. de Durbin-Watson		2.139059

Tableau 4.7 : Test de l'effet ARCH sur le marché japonais

Statistique F	3.106993	Probabilité	0.046741	
Obs*R au carré	6.124111	Probabilité	0.046791	
Équation de test:				
Variable dépendante: RESID^2				
Variable	Coefficient	Erreur type	Statistique t	Prob.
C	1.075582	0.181761	5.917552	0.0000
RESID^2(-1)	0.049216	0.065012	0.757037	0.4499
RESID^2(-2)	0.143418	0.063925	2.243547	0.0259
R au carré	0.027964	Moyenne empirique de la variable dépendante		1.345640
R au carré ajusté	0.018964	Écart-type de variable dépendante		2.063894
Erreur-type de la régression	2.044231	Critère d'information d'Akaike		4.281524
Somme des carrés des résidus	902.6383	Critère de Schwarz		4.327950
Log vraisemblance	-465.8269	Statistique F		3.106993
Stat. de Durbin-Watson	2.079574	Prob(Statistique F)		0.046741

Le tableau 4.8 nous donne les résultats du modèle selon l'estimation GARCH (2,1) du marché japonais. Nous constatons que les coefficients d'estimation varient peu par rapport à l'estimation du MCO dans le tableau 4.6. Ce modèle explique jusqu'à 54,6 % de la variation du portefeuille alimentaire au Japon (R carré ajusté s'élève à 0.5466). L'erreur type du modèle est également modeste. La valeur du coefficient du bêta vaut 19,23 fois son écart type, ce qui implique une grande précision de l'estimateur.

Tableau 4.8 : Estimation du modèle du marché japonais par GARCH (2,1)

Variable dépendante: RTOPIXFOOD-RFTOPIX				
Méthode: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution				
RTOPIXFOOD - RFTOPIX = C(1) + C(2)*(RTOPIX - RFTOPIX)				
GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*RESID(-2)^2 + C(6)				
*GARCH(-1)				
	Coefficient	Erreur type	z-Statistic	Prob.
C(1)	0.129369	0.080395	1.609159	0.1076
C(2)	0.471172	0.024505	19.22784	0.0000
Équation de variance				
C	0.563340	0.443327	1.270710	0.2038
RESID(-1)^2	0.009156	0.059287	0.154442	0.8773
RESID(-2)^2	0.079497	0.087071	0.913004	0.3612
GARCH(-1)	0.485770	0.381162	1.274447	0.2025
R au carré	0.556946	Moyenne empirique de la variable dépendante		0.199038
R au carré ajusté	0.546643	Écart-type de variable dépendante		1.795889
Erreur-type de la régression	1.209205	Critère d'information d'Akaike		3.193227
Somme des carrés des résidus	314.3678	Critère de Schwarz		3.285485
Log vraisemblance	-346.8516	Stat. de Durbin-Watson		2.138676

Ce nous indique également que la constante n'est pas significativement différent de zéro et donc que la condition est conforme aux hypothèses du modèle du marché. Les coefficients dans les modèles expliquant la variation des variances ne sont toutefois pas significativement différents de zéro. Ces résultats confirment

l'hypothèse posée lors de l'analyse du test ARCH du tableau 4.7. Nous pouvons alors conclure que les variances semblent constantes pour le marché du Japon et pouvons revenir aux résultats estimés par la méthode MCO (Tableau 4.6) pour la prévision des rendements.

Les résultats figurés au tableau 4.6 montrent que ce modèle explique jusqu'à 55,52 % de la variation du portefeuille alimentaire au Japon. L'erreur type du modèle reste modeste à 2.04. La valeur du coefficient du bêta vaut 16.63 fois son écart type, ce qui suppose une grande précision de l'estimateur. En ce qui concerne la signification des estimateurs, le test de Wald ne peut pas rejeter l'hypothèse de valeur nulle du constant. Nous pouvons alors reformuler le modèle du marché appliqué au Japon de la manière suivante :

$$R_{\text{TOPIXfood } t} = R_{\text{ftOPIX } t} + 0.4694 \cdot (R_{\text{TOPIX } t} - R_{\text{ftOPIX } t})$$

Notons ici que le portefeuille alimentaire japonais est beaucoup moins volatil que le portefeuille vietnamien, à savoir que le bêta alimentaire du Japon est de 0.47 alors qu'il est de 1.4694 au Vietnam. Sa volatilité représente seulement près de 50% de la volatilité du portefeuille du marché. Pour la prévision des rendements, nous pouvons assumer que la variance est constante et non corrélée au cours des périodes. Nous pouvons alors appliquer la loi normale de distribution des termes d'erreurs pour calculer l'intervalle des estimateurs et des rendements dans une période donnée. Nous pouvons par exemple arriver à obtenir un intervalle de 5% de signification du bêta qui est de 0.414 à 0.523 ($0.469 - 1.96 \cdot 0.028 < \text{bêta} < 0.469 + 1.96 \cdot 0.028$)

Ainsi, nous appliquons le MCO pour estimer le modèle du marché en Australie décrit par le modèle (16):

$$R_{\text{ASXfood } t} - R_{\text{fASX } t} = \alpha_3 + \beta_3 \cdot (R_{\text{ASX } t} - R_{\text{fASX } t}) + \varepsilon_{3t} \quad (16)$$

Dans le marché australien, le modèle du marché explique bien la relation entre le rendement du marché et le rendement du portefeuille (Tableau 4.9). L'hypothèse de l'absence d'autocorrélation des résidus et, en plus, celles de l'absence de hétéroschélasticité ne sont pas rejetées au seuil de 5% puisque les valeurs critiques de probabilité des tests de White, de l'effet ARCH et de LM Breusch Pagan sont toutes supérieures à 0.05. Cependant, la valeur de R carré ajusté n'est pas aussi élevée que dans les modèles des autres marchés. Le rendement du marché explique seulement 26 % de la variation du rendement du portefeuille alimentaire.

Tableau 4.9 : Estimation du modèle du marché australien par MCO

Variable dépendante: RASXFOOD-RFASX				
Méthode: Moindres carrés				
RASXFOOD - RFASX = C(1) + C(2)*(RASX - RFASX)				
	Coefficient	Erreur type	Statistique t	Prob.
C(1)	-0.087695	0.087413	-1.003229	0.3169
C(2)	0.563420	0.063666	8.849625	0.0000
R au carré	0.263410	Moyenne de la variable dépendante		-0.040784
R au carré ajusté	0.260046	Écart-type de variable dépendante		1.507890
Erreur-type de la regression	1.297095	Critère d'information d'Akaike		3.367140
Somme des carrés des résidus	368.4579	Critère de Schwarz		3.397893
Log vraisemblance	-370.0690	Stat. de Durbin-Watson		2.079954

En raison de l'absence d'effet ARCH, nous pouvons assumer que la variance (et donc le niveau de risque) est constante et non corrélée au cours des périodes. Nous pouvons ainsi appliquer la loi normale de distribution des termes d'erreurs pour calculer l'intervalle des estimateurs et des rendements dans une période donnée. Nous avons par exemple réussi à calculer l'intervalle à 5% de signification du bêta de 0.039 à 0.068 ($0.563 - 1.96 * 0.063 < \text{bêta} < 0.563 + 1.96 * 0.063$)

En nous fiant aux trois estimations, nous constatons que le secteur alimentaire au Vietnam est plus risqué en comparaison avec ceux des autres marchés. Au

Vietnam, le bêta estimé est de 1.09 tandis que ce coefficient au Japon est de 0.46 et celui en Australie est de 0.56. Nous pouvons cependant croire que cette grande valeur du bêta provient de la structure de VN index, l'indice incarné du rendement du marché au Vietnam. Le portefeuille alimentaire représentait 1.5% de la capitalisation du marché en mars 2005. C'est la raison pour laquelle l'indice risque de ne pas représenter le marché en tout mais seulement quelques titres importants.

4.2 Étape 2 : Analyse de la relation entre le rendement du marché du Vietnam et celui du Japon et de l'Australie

Dans cette partie, nous chercherons à voir s'il y a une relation entre le rendement du portefeuille alimentaire du Vietnam et la variation de rendement du même secteur dans les marchés reliés tels que ceux du Japon ou de l'Australie. Si une telle relation existe, les investisseurs étrangers pourront utiliser ces deux portefeuilles comme référence pour estimer le coût du capital au Vietnam, et ce spécifiquement quand les marchés émergents ne seront pas assez fiables ou assez stables pour permettre une estimation.

Pour vérifier cette relation, il nous faut réaliser une analyse dans laquelle le rendement du portefeuille alimentaire vietnamien sera régressé selon trois facteurs : le rendement du marché vietnamien, le rendement du secteur alimentaire au Japon et le rendement du secteur alimentaire en Australie. Nous appliquons ici la formule (17) figurée comme suit:

$$R_{VNfood\ t} = \gamma + \phi R_{VNt} + \lambda R_{pASXfood\ t} + \theta R_{TOPIXfood\ t} + \varepsilon_t \quad (17)$$

Tableau 4.10 : Estimation du modèle (17) par MCO

Variable dépendante: RVNFOOD				
Méthode: Moindres carrés				
Variable	Coefficient	Erreur type	Statistique t	Prob.
C	-0.227556	0.186820	-1.218053	0.2245
RVN	1.053761	0.065212	16.15907	0.0000
RASXFOOD	0.038078	0.125805	0.302674	0.7624
RTOPIXFOOD	0.158447	0.106398	1.489190	0.1379
R au carré	0.557802	Moyenne empirique de la variable dépendante		0.130517
R au carré ajusté	0.551688	Écart-type de variable dépendante		4.101387
Erreur-type de la régression	2.746128	Critère d'information d'Akaike		4.876194
Somme des carrés des résidus	1636.444	Critère de Schwarz		4.937700
Log vraisemblance	-534.8195	Statistique F		91.24336
Stat. de Durbin-Watson	2.020115	Prob(Statistique F)		0.000000

Cette relation est estimée par la méthode MCO dont les résultats sont présentés dans le tableau 4.10.

L'hypothèse de l'absence d'autocorrélation des résidus et, en plus, les hypothèses d'absence d'hétéroschédasticité ne sont pas rejetées au seuil de 5% puisque la valeur critique de probabilité des tests de White, de l'effet ARCH et de LM Breusch et Pagan est partout supérieure à 0.05.

Nous testons donc l'hypothèse voulant que les deux variables $R_{ASXfood}$ et $R_{TOPIXfood}$ contribuent à l'explication des rendements de R_{VNfood} . En d'autres termes, nous vérifions l'hypothèse nulle selon laquelle les coefficients reliés aux rendements alimentaire du Japon et l'Australie sont égaux à zéro dans le modèle 18. Le test de Wald (Tableau 4.11) ne nous permet pas de le rejeter.

Tableau 4.11 : Test de Wald sur la valeur zéro du coefficient

Test de Wald:			
Equation: CORRELATIONFOOD			
Statistique de test	Valeur	df	
Statistique F	1.316524	(2, 217)	0.2702
Khi carré	2.633048	2	0.2681
Sommaire de l'hypothèse nulle			
Restriction normalisée (= 0)		Valeur	Erreur type
C(3)		0.038078	0.125805
C(4)		0.158447	0.106398

Si ces deux variables ne sont pas significatives, nous estimons le modèle à nouveau avec la seule variable indépendante de R_{VN} . Le modèle obtient la valeur R carré ajusté très élevée de 0.55 avec une valeur de coefficient de pente différente de zéro. Nous pouvons alors conclure que les rendements sectoriels alimentaires au Japon et en Australie ne contribuent pas à expliquer la variation du même secteur dans le marché vietnamien. Autrement dit, il n'existe pas de relation significative entre les rendements du secteur alimentaire au Vietnam et ceux du Japon et de l'Australie. Ce fait implique que le marché du Vietnam est encore segmenté par rapport aux autres marchés dans la région. Nous confirmons cette conclusion par le test de pertinence des variables dans le tableau 4.12.

Tableau 4.12 : Test de la pertinence de deux variables $R_{ASXfood}$ et $R_{TOPIXfood}$

Variables redondantes: RASXFOOD RTOPIXFOOD				
Statistique F	1.316524	Probabilité	0.270198	
Ratio du Log vraisemblance	2.665445	Probabilité	0.263758	
Équation de test:				
Variable dépendante: RVNFOOD				
Méthode: Moindres carrés				
Variable	Coefficient	Écart-type	Statistique t	Prob.
C	-0.195755	0.186053	-1.052147	0.2939
RVN	1.065963	0.064835	16.44128	0.0000
R au carré	0.552436	Moyenne de la variable dépendante		0.130517
R au carré ajusté	0.550392	Écart-type de variable dépendante		4.101387
Erreur type de la régression	2.750094	Critère d'information d'Akaike		4.870156
Somme des carrés des résidus	1656.300	Critère de Schwarz		4.900908
Log vraisemblance	-536.1522	Statistique F		270.3156
Stat. de Durbin-Watson	1.990466	Prob(Statistique F)		0.000000

À la lumière de ce qui précède, nous en venons à la conclusion que le rendement du marché est la seule variable pouvant expliquer le rendement du secteur alimentaire au Vietnam. Cette idée est conforme au fondement du modèle CAPM. Il est cependant nécessaire de faire ici quelques précisions. Dans le cadre de notre étude, nous ne visions tout d'abord pas à tester le CAPM. Comme les autres auteurs l'ont mentionné, pour le faire, il aurait fallu une procédure beaucoup plus élaborée. Nous devons en premier lieu estimer le bêta en analysant les séries temporelles. En deuxième lieu, nous cherchons à vérifier si le bêta estimé dans l'étape précédente influence le rendement du titre ou du portefeuille examiné par la régression des données à coupes instantanées. Spécifions que notre travail ne prend pas cette orientation. Nous nous contentons de réaliser une régression simple pour étudier la relation entre le rendement d'un portefeuille et celui de marché seulement. Nos

résultats ont bien confirmé cette relation. En nous basant sur cette analyse, nous suggérons que le rendement du marché peut être utilisé comme un facteur de prévision du rendement du secteur en considérant la variation des variances.

Parallèlement, nous sous-entendons dans notre étude que cette relation est constante dans le temps, c'est-à-dire qu'il n'y a aucun changement structurel qui affecte cette corrélation. Pourtant, cette hypothèse ne semble pas appropriée, surtout dans le contexte des marchés émergents où la grande volatilité domine. De surcroît, le fonctionnement du marché est autant plus fragile que l'économie de ces pays est facilement influencée par les fluctuations de l'économie mondiale. Même dans les économies développées, cette hypothèse de stabilité du bêta est rejetée par plusieurs auteurs, notamment Bos et Newbold {, 1984 #146}, Faff, Lee et Fry (1992), Brooks, Faff et Lee {, 1997 #149}, Faff et Brooks {, 1998 #147; Faff, 1998 #147; Faff, 1998 #147; Faff, 1998 #147}.

En plus, certains auteurs (Ane et Geman, 2000) proposent de prendre en considération le coefficient d'asymétrie et d'aplatissement pour caractériser la distribution du rendement parce que les moyennes ou la variance ne sont pas suffisantes pour l'expliquer.

Une autre faiblesse de notre travail se trouve dans le fait que nous ne tenons pas compte de variables que d'autres auteurs ont déjà reconnues comme significatives, par exemple l'effet de taille, le ratio entre la valeur comptable et la valeur marchande (Farma et French, 1995), les variables macroéconomiques, le ratio bénéfice par action {Basu, 1983 #151}, le levier financier (Bhandari, 1988), le ratio de rotation (Claessens, Dasgupta et Glen, 1995).

La considération de ces variables constitue des pistes intéressantes pour des recherches futures.

4.3 Étape 3 : Application des modèles permettant d'estimer le coût du capital au Vietnam

Nous avons vu plus haut que les rendements des marchés voisins ne pouvaient pas contribuer à expliquer le rendement du portefeuille alimentaire au Vietnam; plus précisément, nous ne pouvons pas utiliser ces marchés comme « benchmark » pour en déduire le taux de rendement exigé au Vietnam.

Conséquemment, nous tenterons dans cette partie de trouver une autre façon d'estimer le coût du capital du secteur. Nous proposons d'appliquer un nombre des modèles présentés dans la partie de la revue de littérature.

En raison de la disponibilité des données, les modèles de CAPM local ajusté, CAPM hybride ajusté, Godfrey-Espinosa, Damodaran et EHV s'avèrent les plus appropriés.

Permettons-nous de rappeler ici les formules et les variables essentielles. Pour le modèle d'Erb-Harvey-Viskanta, nous prendrons simplement les estimations réalisées dans leur travail en 1996 qui est établie comme dans le tableau 4.13.

Tableau 4.13 : Modèles à appliquer pour estimer le coût du capital au Vietnam

Modèle	Formule
CAPM local ajusté	$k_i = R_C + \beta_{iL}(R_{ML} - R_{fL}) (1 - R_i^2)$
CAPM hybride ajusté	$k_i = R_{fG} + R_C + \beta_{LG} \beta_{GG} (R_{mG} - R_{fG}) (1 - R^2)$
Godfrey –Espinosa	$k_i = R_{fUS} + R_C + \beta (R_{mUS} - R_{fUS})$
Damodaran	$k_i = R_{fUS} + R_C \cdot \sigma_e / \sigma_d + \beta_{US} (R_{mUS} - R_{fUS})$
EHV	$k_{e_i} = 53.71 - 10,47 \cdot \ln(\text{CCR}_{it})$

4.3.1 Taux sans risque global R_{FG}

Puisque les États-Unis sont considérés par plusieurs chercheurs comme un marché efficace, ils sont fréquemment utilisés comme proxy du marché global. Il n'y a aucun accord parmi les chercheurs sur la valeur historique réelle du taux sans risque des États-Unis. Par exemple, dans des travaux récents, Siegel (1999) a prouvé que des rendements historiques et prévus à long terme basés sur les obligations à court terme jusqu'à la décennie de 1980 avaient été sous-estimés, puisque les calculs nous donnaient des valeurs très modestes, à savoir entre 0% et 0.8%. De telles figures ne sont pas raisonnables du point de vue de la théorie économique. Si la période d'analyse est étendue, Siegel (1999) obtient des valeurs plus élevées, entre 2,9% (pour les bons à court terme) et 3,5% (pour les bons à long terme) (Tableau 4.14). Par contre, d'après les calculs de Damodaran (1999b), ce taux est différent. Dans la période de 1995-2005, il obtient de 4,22% pour le « T-bill » et 7.87% pour le « T-bond » en utilisant la moyenne arithmétique. Si on repose sur les moyens géométriques, les valeurs obtenues sont légèrement plus faibles: 4.21% et 7.52 % pour le « Tbill » et le « T-bond » respectivement. L'enquête de Bruner et Eades (1993) montre que le taux des bons à long terme est le plus favorable tant aux yeux des praticiens (33%) que des chercheurs (30%). Cependant, les textes pédagogiques proposent le plus souvent le taux des bons à court terme (40%).

De notre point de vue, un taux sans risque devrait avoir une échéance qui correspond bien à la durée d'investissement envisagée par les investisseurs. Si l'investisseur vise des profits à court terme, les taux « Tbill » seront appropriés. Par contre, le taux « T-bond » sera le meilleur choix. En optant pour une perspective à long terme, nous nous fions aux estimations de Damodaran (1999b) sur le Tbond au cours de la période la plus récente de 1999 à 2005 pour en arriver au taux de 7.52%. Cependant, selon Siegel (2005), la tendance de taux sans risque et la prime de risque

des États-Unis sera plus faible une fois l'intégration devenue plus forte. Pour cette raison, il a fallu effectuer quelques ajustements pour arriver à une valeur de taux sans risque de 6%.

Tableau 4.14 : Rendement annuel du marché américain

Période	Actions	T-Bonds	T-Bills	Or	Inflation	RM-Rf sur TBond	RM-Rf Sur TBill
1802-1998	7.0	3.5	2.9	-0.1	1.3	3.5	5.1
1802-1870	7.0	4.8	5.1	0.2	0.1	2.2	1.9
1871-1925	6.6	3.7	3.2	-0.8	0.6	2.9	3.4
1926-1998	7.4	2.2	0.7	0.2	3.1	5.2	6.7
1946-1998	7.8	1.3	0.6	-0.7	4.2	6.5	7.2
1976-2000	6.3	1.5	0.4		6.4		
1976-2000	11.0	5.3	2.1		4.8		
1976-2000	7.6	1.8	0.0		12.8		
1976-2000	14.6	9.9	2.9		3.3		

Source: Siegel (1999)

4.3.2 Prime de risque global ($R_{mG} - R_{fG}$)

En poursuivant dans le même raisonnement, nous prendrons la prime de risque du marché américain pour présenter la prime de risque globale. Nous utilisons la valeur de 7.2 % proposé par Siegel (1999). Cette valeur est aussi près de la valeur de 7.21% proposée par Damodaran (1999b).

4.3.3 Prime de risque de pays R_C

Ce paramètre est habituellement calculé par le « spread » de crédit entre une obligation globale de pays par rapport aux obligations américaines de même dénomination, à même échéance. Le bond international du gouvernement vietnamien d'un terme de 10 ans donnait un taux de rendement de 7.125% en décembre 2005 : on obtenait donc un « spread » de 2.5 % par rapport à l'obligation américaine

équivalente. Ainsi, une prime de risque de pays est estimée à 2.5 % pour le Vietnam. Il s'ajoute à cela une autre façon de calculer le risque de pays qui consiste à reposer sur le rating du crédit fourni par des organisations telles Moody's ou Standard&Poor's. Cette méthode est cependant affectée par plusieurs facteurs qui influencent du même coup le risque de capitaux propres tels que la stabilité d'une devise, le budget gouvernemental, la balance commerciale et la stabilité politique. Si nous nous fondons sur cette méthode, le risque d'équité sera pris en compte deux fois. La première méthode semble donc plus précise.

4.3.4 Bêta local (β_{iL})

Le bêta local représente la volatilité relative du secteur ou du titre par rapport au marché. Il est calculé par le ratio de covariance de rendement du titre ou du portefeuille avec celui du marché à la variance du rendement du marché. Autrement dit, c'est exactement la valeur de la pente estimée dans le modèle 16 pour le marché vietnamien. Nous obtenons ici une valeur de bêta de 1.031 pour le secteur alimentaire au Vietnam.

4.3.5 Prime de risque local ($R_{ML} - R_{iL}$)

Dans le marché du Vietnam, la moyenne arithmétique de rendement annuel du marché dans la période 2000-2005 est de 16.86%. Le taux sans risque annuel moyen calculé à partir du taux de dépôt de trois mois pour la même période est de 6.9%. Nous en arrivons donc à une prime de risque du marché au Vietnam dans la période considérée de $9.96\% = 16.86\% - 6.9\%$

4.3.6 Coefficient de détermination dans la relation entre le risque de pays et le risque d'un titre ou d'un portefeuille ($1 - R_i^2$):

Afin d'éviter la surestimation du risque, le modèle CAPM hybride ajusté propose d'utiliser $(1 - R^2)$ qui sert à atténuer la prime de risque de capitaux propres. L'auteur raisonne qu'il y a une partie du risque de capitaux propres déjà incluse dans le risque de pays. Il propose alors de faire la régression de la volatilité de marché sur la variation de risque de pays mesuré par l'index des obligations présenté par Morgan Stanley (EMBI). La valeur R^2 de cette régression sera introduite dans le modèle de CAPM hybride ajusté.

Dans le cas du Vietnam, l'indice des obligations du Vietnam n'est pas disponible dans la base de données de Morgan Stanley. C'est la raison pour laquelle nous devons avoir recours à un autre indicateur de risque de pays, celui établi par « Institutional Investor ». Ce rating du risque de pays du Vietnam dans la période 2001-2005 est présenté dans le tableau 4.15.

Tableau 4.15 : Rating du risque de pays pour le Vietnam

Temps	Rating du risque de pays
Septembre 2001	30
Mars 2002	29.3
Septembre 2003	32.3
Mars 2003	33.5
Septembre 2004	37.7
Mars 2004	37.4
Septembre 2005	36.9
Mars 2005	38.7
Septembre 2006	40
Mars 2006	43.4

Source: Institutional Investor. 2006.

Nous réalisons ensuite la régression du rendement du secteur alimentaire au logarithme népérien de rating du risque de pays du Vietnam. Les données sont estimées par l'intervalle mensuel dans la période allant de décembre 2001 à mars

2006. Le résultat est présenté dans le tableau 4.16. Nous obtenons alors la valeur $(1 - R_i^2) = 1 - 0.1924 = 0.1806$

Tableau 4.16 : Régression de rendement du secteur alimentaire du Vietnam sur le rating du crédit

Variable dépendante: RVNFOOD				
Méthode: Moindres carrés				
Variable	Coefficient	Écart-type	Statistique t	Prob.
C	-162.0919	47.70927	-3.397492	0.0014
LOG(CCR)	45.81354	13.36443	3.428020	0.0012
R au carré	0.193433	Moyenne de la variable dépendante		1.384904
R au carré ajusté	0.176973	Écart-type de variable dépendante		11.11099
Erreur type de la régression	10.07998	Critère d'information d'Akaike		7.497406
Somme des carrés des résidus	4978.695	Critère de Schwarz		7.573164
Log vraisemblance	-189.1839	Statistique F		11.75132
Stat. de Durbin-Watson	1.347914	Prob(Statistique F)		0.001241

4.3.7 Coefficient de détermination dans la régression de risque de pays sur le risque de marché des actions du pays $(1 - R^2)$

Pour estimer ce paramètre, nous faisons la régression du rendement du portefeuille alimentaire sur le logarithme népérien du rating du crédit. Ces estimations nous donnent la valeur de $1 - R^2 = 1 - 0.202 = 0.798$ (Tableau 4.17)

Tableau 4.17 : Régression de rendement du marché du Vietnam sur le rating du crédit

Variable dépendante: RVN				
Méthode: Moindres carrés				
Variable	Coefficient	Écart-type	Statistique t	Prob.
C	-126.4730	36.41702	-3.472910	0.0011
LOG(CCR)	35.95342	10.20122	3.524423	0.0009

R au carré	0.202235	Moyenne de la variable dépendante	1.819768
R au carré ajusté	0.185954	Écart-type de variable dépendante	8.527796
Erreur type de la régression	7.694163	Critère d'information d'Akaike	6.957227
Somme des carrés des résidus	2900.807	Critère de Schwarz	7.032985
Log vraisemblance	-175.4093	Statistique F	12.42156
Stat. de Durbin-Watson	1.219608	Prob(Statistique F)	0.000931

4.3.8 Bêta du pays (β_{LG})

Ce paramètre mesure la corrélation entre le marché du Vietnam et le marché de référence, les États Unis dans ce cas. Nous calculerons le coefficient du taux de rendement mensuel de S&P 500 sur le rendement mensuel de VNindex dans la période allant de décembre 2001 à mars 2006. Cette valeur est égale à 0.2312. Il faut toutefois interpréter ce paramètre avec prudence car il n'est pas significatif au seuil de 5% (Tableau 4.18).

Tableau 4.18 : Estimation du bêta du Vietnam par rapport au S&P500

Variable dépendante: RVN				
Méthode: Moindres carrés				
Variable	Coefficient	Écart-type	Statistique t	Prob.
C	1.770865	1.199376	1.476489	0.1462
RSP500	0.231264	0.279566	0.827228	0.4121
R au carré	0.013773	Moyenne de variable dépendante		1.819768
R au carré ajusté	-0.006354	Écart-type de variable dépendante		8.527796
Erreur type de la régression	8.554846	Critère d'information d'Akaike		7.169299
Somme des carrés des résidus	3586.084	Critère de Schwarz		7.245057
Log vraisemblance	-180.8171	Statistique F		0.684305
Stat. de Durbin-Watson	0.977114	Prob(Statistique F)		0.412119

4.3.9 Bêta du pays dans le modèle d'Espinosa ($0.6 \sigma_i / \sigma_{US}$)

Dans ce modèle, l'auteur assume que la corrélation entre le marché du pays considéré et les États-Unis est de 1. Le bêta est alors calculé par $0.6 \sigma_{vn} / \sigma_{sp500} = 0.6 \times 8.52/4.32 = 1.18$. Les caractéristiques du rendement mensuel du VNIndex et S&P500 sont présentées dans le tableau 4.19.

Tableau 4.19: Statistiques des rendements de VNIndex et S&P500

Statistiques	R_{SP500}	R_{VN}
Moyenne	0.211459	1.819768
Médian	0.976739	-0.196863
Maximum	7.348381	25.38909
Minimum	-14.89410	-12.59139
Écart-type	4.327562	8.527796
Asymétrie	-1.122622	1.253991
Aplatissement	4.920352	4.408009
Jarque-Bera	18.54885	17.57899
Probabilité	0.000094	0.000152
Somme	10.78440	92.80816
Somme des écarts-types.	936.3898	3636.165
Observations	51	51

4.3.10 Rapport entre la volatilité des actions et celle de la dette souveraine σ_e/σ_d :

Le modèle de Damodaran exige le ratio entre la volatilité des actions et celui de la dette souveraine σ_e/σ_d où σ_d est calculé par la volatilité du rendement de l'obligation internationale de gouvernement. Cependant, ces données ne sont pas disponibles pour le marché du Vietnam. Nous essayons donc de le remplacer par la volatilité du taux sans risque au Vietnam qui est égal à 3,96 % pour la période de décembre 2001 à mars 2005. Nous obtenons alors: $\sigma_e/\sigma_d = 11,11/3,96 = 2.81$.

4.3.11 Bêta d'entreprises internationales comparables (β_{GG})

Il faut ici prendre la valeur de bêta moyen de l'industrie alimentaire du marché américain fournie par Valueline et qui était de 0.61 en janvier 2006.

Tableau 4.20 : Estimation du coût du capital par les modèles locaux ajustés, CAPM hybride ajusté, Damodaran, Espinosa et EHV

Formule	CAPM local ajusté (a)	CAPM hybride ajusté (b)	Espinosa (c)	Damodaran (d)	EHV (e)
R_{fG}	6	6	6	6	
R_C	2.5	2.5	2.5	2.5	
β_{iL}	1.032				
β_{LG}		0.2312			
β_{GG}		0.61			
$R_{ML} - R_{fL}$	9.96				
$1 - R_i^2$	0.806				
$1 - R^2$		0.789			
$R_{mUS} - R_{fUS}$		7.07	7.07	7.07	
CCR					43.4
$0.6 \cdot \sigma_{VN} / \sigma_{SP500}$			1.18		
σ_e / σ_d				2.81	
k_i	16.78	9.29	16.84	13.03	14.23
(a) $R_{fG} + R_C + \beta_{iL}(R_{ML} - R_{fL}) (1 - R_i^2)$ (b) $R_{fG} + R_C + \beta_{LG} \beta_{GG} (R_{mG} - R_{fG}) (1 - R^2)$ (c) $R_{fUS} + R_C + \beta (R_{mUS} - R_{fUS})$ (d) $R_{fUS} + R_C \cdot \sigma_e / \sigma_d + \beta_{US} (R_{mUS} - R_{fUS})$ (e) $53.71 - 10,47 \cdot \ln(CCR_{VN})$					

Lorsque nous avons tous les paramètres nécessaires, nous effectuons une estimation en appliquant les données aux modèles choisis. Le tableau 4.20 présente

le coût du capital du secteur alimentaire du Vietnam estimé d'après les différents modèles.

Les résultats nous indiquent que le coût du capital ne varie pas fortement en fonction des méthodes utilisées. Le CAPM ajusté nous donne le taux le plus élevé de 16.78% tandis que le taux le plus faible est offert par le CAPM hybride ajusté de 9.29%.

Par ce travail, nous espérons avoir fourni aux investisseurs étrangers qui souhaitent investir au Vietnam, deux points de référence importants. Pour investir dans le secteur alimentaire (un secteur qui semble moins risqué dans les marchés développés mais qui se révèle souvent plus volatile au Vietnam), les investisseurs peuvent tout d'abord prévoir le taux de rendement du secteur en se basant le taux de rendement du marché. Il est toutefois nécessaire d'élargir les marges de prévisions pour considérer l'inefficience du marché en ajustant le niveau de risque avec les termes d'erreurs (informations inattendues) des périodes précédentes. Ensuite, l'investisseur pourra se reposer sur l'application de modèles tels que ceux proposés dans notre travail pour définir un intervalle de coût du capital. Dans le cas du secteur alimentaire du Vietnam, le taux de rendement minimum exigé se situe entre 9.29 à 16.84 % par année.

Choisir une bonne méthode et en arriver à un taux précis est un art qui exige une profonde réflexion sur les objectifs, les perspectives, le niveau de risque assumé et plusieurs autres facteurs relatifs à l'investissement.

CONCLUSION

Ce travail a été réalisé en vue de trouver une façon d'estimer le coût du capital dans le contexte des pays émergents, où les marchés financiers ne se comportent pas de la façon normalement décrite par la littérature financière.

Caractérisés par leur forte volatilité, leur segmentation, la fragilité de leur environnement et des avantages de leur peu de diversification, les marchés des pays émergents représentent tant d'opportunités que de risques pour les investisseurs. On ne peut cependant nier que ces marchés deviennent de plus en plus attrayants, malgré les obstacles.

Nous avons essayé dans ce travail de pallier ces obstacles pour avoir une évaluation plus précise du rendement et du risque d'investissement dans de tels pays, dans le cas présent, au Vietnam, plus précisément dans son secteur alimentaire. Nous avons cherché à estimer le coût du capital de ce secteur par un processus en trois étapes.

La première étape consistait à examiner la relation entre le rendement du portefeuille alimentaire et le rendement du marché au marché du Vietnam, du Japon et de l'Australie. Dans ce modèle inspiré du CAPM, on supposait une relation linéaire entre le rendement du portefeuille et celui du marché en tout. Nos résultats nous ont permis de confirmer une très forte relation dans le cas des trois marchés examinés. Nous avons aussi pu constater que le secteur alimentaire semblait plus risqué au Vietnam que sur les autres marchés. Notre conclusion préliminaire impliquait qu'il était possible de se fonder sur le rendement du marché pour estimer le rendement du secteur alimentaire au Vietnam avec un bêta égal à 1.032. Nous suggérons par

ailleurs d'extrapoler les prévisions avec prudence en raison de la présence de l'effet ARCH. Nous avons vu que le risque de rendement du secteur était relié aux informations du passé qui avaient été diffusées près d'un mois auparavant. Nous croyons également avoir isolé certaines des causes de l'inefficience de ce marché: la non liquidité du marché, la diffusion d'informations et surtout une expertise limitée et la psychologie de masse des investisseurs. Si les individus représentent plus de 80% du nombre des investisseurs au Vietnam, il est à craindre que cette force, dont le comportement est en quelque sorte «déficient», puisse causer encore davantage d'inefficience dans le futur.

Notre deuxième étape visait à examiner la relation entre les rendements de portefeuilles dans différents marchés. Nous avons choisi l'Australie et le Japon, comme ces deux pays sont d'importants partenaires commerciaux du Vietnam et comme ils se trouvent aussi en Asie pacifique. Nous avons comme prémisse la théorie selon laquelle, dans le cas d'une intégration, les pays voisins seraient les premiers à s'intégrer : ainsi, une corrélation entre eux serait démontrée. Dans le cas du Vietnam, si une telle relation existe, la maturité de ces deux marchés pourrait nous aider à constituer un «benchmark» utile pour estimer le coût du capital. Malheureusement, nos résultats ne nous ont pas permis d'en arriver à ces conclusions. L'estimation par MCO sur la régression entre les marchés nous oblige d'admettre qu'une telle corrélation ne peut être établie.

Comme cette deuxième étape ne nous a pas donné de résultats satisfaisants, nous avons dû avoir recours, dans la troisième étape, au modèle CAPM hybride ajusté, au modèle de Damodaran et au modèle de Godfrey-Espinosa et de Erb-Harvey-Viskanta pour estimer le coût du capital du secteur alimentaire au Vietnam. En utilisant des paramètres de modèles qui ont déjà été estimés par les auteurs, nous en sommes venus à établir des valeurs du coût du capital alimentaire qui se trouvaient entre 9.29 et 16.78 % pour le secteur alimentaire au Vietnam.

Notre travail comprend toutefois plusieurs faiblesses. Nous avons d'abord négligé de considérer l'aspect dynamique du marché boursier. Nous avons supposé que les paramètres à estimer (le bêta ou le risque par exemple) étaient assez constants dans le temps alors que plusieurs études dénoncent cette hypothèse (Harvey 1995). Nous n'avons pas non plus considéré l'effet d'autres variables telles la taille et les caractéristiques propres des entreprises, les variables macroéconomiques etc. pour calculer le coût du capital. Notre prémisse reposait sur l'hypothèse très forte selon laquelle le bêta était la seule variable pouvant expliquer le rendement d'un portefeuille; autrement dit, la corrélation avec le rendement du marché était le seul élément servant à expliquer le rendement du portefeuille.

Deuxièmement, dans notre modèle d'estimation du coût de capital, nous n'avons pas traité du problème de risque de change qui peut influencer considérablement le rendement espéré et réel des investisseurs. Claessens, Dasgupta et Glen (1995) ont trouvé que c'est un facteur significative expliquant le rendement dans plusieurs pays. Plusieurs praticiens (Lessard, 1996; Pettit, Ferguson et Gluck, 1999) proposent d'incorporer le risque de change aux ajustements des prévisions de flux monétaire au lieu d'ajuster le coût du capital. De surcroît, une autre raison pour laquelle nous négligeons le risque de change réside dans le fait qu'au Vietnam, le taux de change et les flux entrée et sortie du pays sont contrôlés de façon stricte par le gouvernement.

Troisièmement, dans la partie où nous appliquions les modèles des autres auteurs, la disponibilité limitée de données dans le marché du Vietnam nous a empêchés de prendre d'autres avenues qui nous auraient permis plus de précision. D'ailleurs, dans le cadre de ce travail, la limite de temps ne nous a pas permis d'ajuster les modèles aux caractéristiques propres du Vietnam pour avoir des estimations plus justes. Le facteur 0.6 dans le modèle de Godfrey-Espinosa, par exemple, pourrait changer dans le temps ou prendre une autre valeur pour le marché

du Vietnam. En plus, l'application du taux de dépôt de trois mois n'était peut-être pas le bon proxy pour le taux sans risque. Le calcul de la prime de risque dans le marché du Vietnam implique également une ambiguïté si l'on considère la divergence entre les valeurs arithmétiques ou géométriques. Dans notre cas, nous croyons que la valeur arithmétique est un bon indicateur pour faire des prévisions (Defusco *et al.*, 2004). La « jeunesse » et l'instabilité du marché sont d'autres facteurs qui pourraient influencer la précision des estimations.

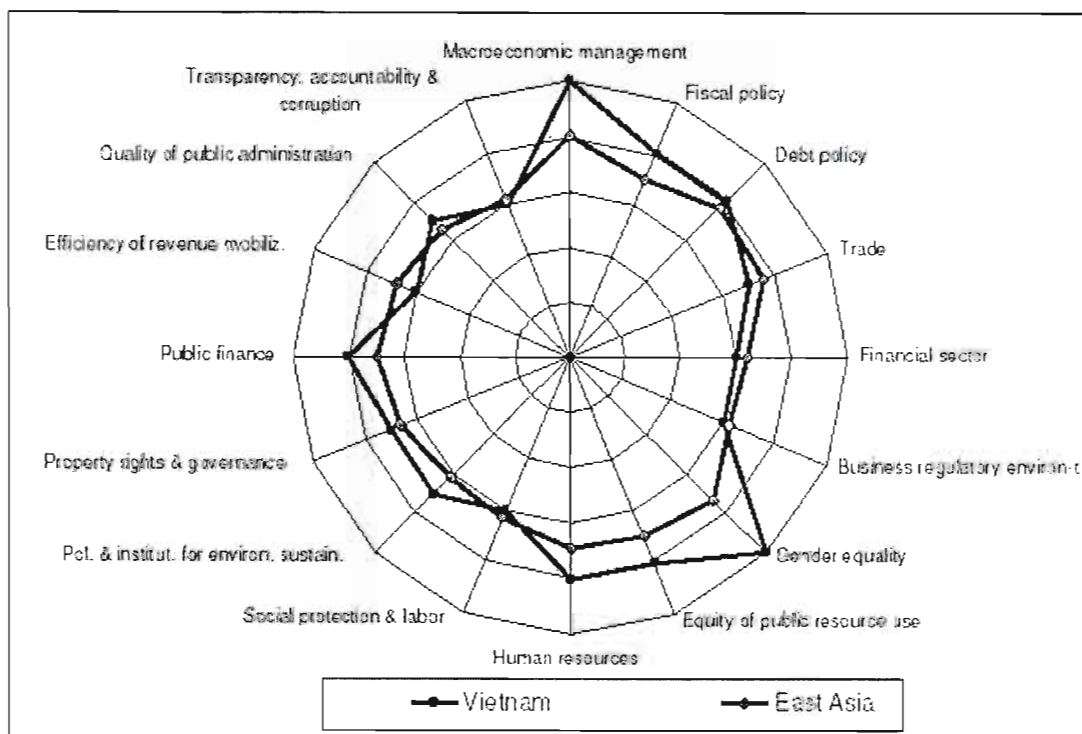
Comme nous l'avons mentionné dans l'introduction de ce travail, nous ne nous sommes pas penchés sur la perspective de l'investisseur domestique. Nous avons cherché à résoudre notre problématique du point de vue d'un investisseur international qui possédait d'un grand portefeuille diversifié. Ce fondement nous a permis de prendre le marché américain comme « benchmark » dans la troisième étape de notre processus.

La différence entre ces deux perspectives d'investissement, à savoir domestique et internationale, pourrait constituer une piste intéressante pour des recherches futures. Compte tenu des barrières assez considérables que l'on trouve au Vietnam, d'autres chercheurs pourraient poser la question de la différence entre les investisseurs étrangers et domestiques dans des marchés émergents. Qui sont ceux qui ont le plus à gagner du processus d'intégration au marché, les investisseurs domestiques ou étrangers? Quelles sont les stratégies d'investissement optimales pour les deux groupes? Est-ce les taux de rendement exigé par deux groupes vraiment divers? Si tel est cas, quelles sont les méthodes pour les estimer?

La prise en compte des variables négligées par cette étude (les variables macro-économiques, les variables concernant les caractéristiques des entreprises, les facteurs conditionnels, etc.) dans des recherches subséquentes nous permettra sans contredit de mieux comprendre le comportement des marchés émergents et nous aidera à avoir une meilleure stratégie d'investissement.

APPENDICE A

ÉVALUATION DE LA PERFORMANCE DU VIETNAM DE «COUNTRY POLICY AND INSTITUTIONAL ASSESSMENT».



Source : La banque mondiale. 2006. « The World Bank ». En ligne <<http://siteresources.worldbank.org/IDA/Resources/2004CPIAweb1.pdf>> Consulté le 15 Mars 2006

APPENDICE B

PRODUCTION DES SECTEURS ÉCONOMIQUES AUX PRIX COURANTS

	Total	Étatique	Privé	Étranger
	Milliards de VND			
1999	131170.9	76958.1	31542.0	22670.8
2000	151183.0	89417.5	34593.7	27171.8
2001	170496.0	101973.0	38512.0	30011.0
2002	199104.5	112237.6	52111.8	34755.1
2003	231616.2	125127.6	68688.6	37800.0
2004	275000.0	147500.0	84900.0	42600.0
	Structure (%)			
1999	100.0	58.7	24.0	17.3
2000	100	59.1	22.9	18
2001	100	59.8	22.6	17.6
2002	100	56.3	26.2	17.5
2003	100	54	29.7	16.3
2004	100	53.6	30.9	15.5

Source : Bureau de statistique du Vietnam, 2004. En ligne < <http://www.gso.gov.vn> >. Consulté le 15 Mars 2006

APPENDICE C

RÉPARTITION DES EMPLOIS SELON LES SECTEURS ÉCONOMIQUES
(MILLIERS DE PERSONNES)

	2000	2001	2002	2003	2004
Total	37609.6	38562.7	39507.7	40573.8	41586.3
Étatique	3501.0	3603.6	3750.5	4035.4	4141.7
Privé	33881.8	34597.0	35317.6	36018.5	36813.7
Étranger	226.8	362.1	439.6	519.9	630.9
Agriculture	23492.1	23385.5	23173.7	23117.1	23026.1
Produits aquatiques	988.9	1082.9	1282.1	1326.3	1404.6
Industries	3889.3	4260.2	4558.4	4982.4	5293.6
Construction	1040.4	1291.7	1526.3	1688.1	1922.9
Commerce	3896.9	4062.5	4281.0	4532.0	4767.0
Restauration, hôtelier	685.4	700.0	715.4	739.8	755.3
Transportation,					
Communication	1174.3	1179.7	1183.0	1194.4	1202.2
Éducation, Santé	1352.7	1416.0	1497.3	1584.1	1657.4
Autres	1089.6	1184.2	1290.5	1409.6	1557.2

Source : Bureau de statistique du Vietnam. 2004. « General Statistic Office of Vietnam ». En ligne <<http://www.gso.gov.vn>>. Consulté le 15 Mars 2006

APPENDICE D

LISTE DES ENTREPRISES DE COURTAGE SUR LE MARCHÉ DU VIETNAM

1. Vietcombank Securities Co. (VCBS)

Capital légal: VND60 milliards

Ad: Vietcombank Building, 198 Tran Quang Khai , Hanoi

Tel: 84.4.8255503; Fax: 84.4.8255548

Business: Courtage, Gestion de portefeuille, garantie d'émission, conseil

2. Bank for Agriculture and Rural Development Securities Co. (Agriseco)

Capital Légal: VND60 milliards

Ad: 4 Pham Ngoc Thach , Dong Da Dist., Hanoi

Business: Courtage, Négociation, Gestion de portefeuille, garantie d'émission, conseil

3. Industrial & Commercial Bank Securities Co. (IBS)

Capital légal: VND55 milliards

Ad: 306 Ba Trieu Hanoi

Tel: 84.4.9741054/9741055; Fax: 84.4.9433700; Email: ibs-ho@hn.vnn.vn

Branch: 153 Ham Nghi, Arr. I, HCM Ville

Tel: 84.8.9140200; Fax: 84.8.9140201

4. Saigon Securities Incorporate (SSI)

Capital légal: VND20 milliards

Ad: 12 Nam Ky Khoi Nghia , HCM Ville

Tel: 84.8.8218567; Fax: 84.8.8294123; Email: ssi@saigonsecurities.com

Business: Courtage, Gestion de portefeuille, garantie d'émission, conseil.

5. Bao Viet Securities Co. (BVSC)

Capital légal: VND43 milliards

Ad: 94 Ba Trieu , Hanoi

Tel: 84.4.9433016; Fax: 84.4.9433012

Branch: 1 Nam Ky Khoi Nghia , Arr. I, HCM Ville

Tel: 84.8.8218565; Fax: 84.8.8218566

6. Bank for Investment and Development of Vietnam Securities Co. (BSC)

Capital légal: VND50 milliards

Ad: Tungshing Building, 2 Ngo Quyen , Hoan Kiem Dist., Hanoi

Tel: 84.4.8262959; Fax: 84.4.8262188

Branch: 146 Nguyen Cong Tru , Arr. I, HCM Ville

Tel: 84.8.8218508; Fax: 84.8.8218510; Website: <http://www.bsc.com.vn>

7. Asia Commercial Bank Securities Co. (ACBS)

Capital légal: VND43 milliards
Ad: 442 Nguyen Thi Minh Khai , Dist. 3, HCM Ville
Tel: 84.8.8334085/8395179; Fax: 84.8.8399885/839988
Business: Courtage, Négociation, Gestion de portefeuille, garantie d'émission, conseil

8. Thang Long Securities Co. (TSC)
Capital légal: VND9 milliards
Ad: 14 Ly Nam De , Hanoi
Tel: 84.4.7331349; Fax: 84.4.7233335;
Business: Courtage, Gestion de portefeuille, conseil

9. First Securities Co. (FSC)
Capital légal: VND43 milliards
Ad: 99 National Road No. 13, Thu Dau Mot Town, Binh Duong Province
Tel: 84.650.832614/832615; Fax: 84.650.832616; Email: fschcm@hcm.vnn.vn

10. Mekong Securities Co. (MSC)
Capital légal: VND6 milliards
Ad: 2 Phan Chu Trinh , Hoan Kiem Dist., Hanoi
Tel: 84.4.9361389/90/91; Fax: 84.4.9361393; Email: hn.msc@mekongsecurities.com.vn, Website:
<http://www.mekongsecurities.com.vn>

11. Haiphong Securities Co. (HSC)
Ad: 24 Cu Chinh Lan, Hong Bang, Haiphong
Tel: 84.031.821405

12. Ho Chi Minh City Securities Co. (HSC)
Capital légal: VND50 milliards
Ad: 22-39 Pasteur, Commune Nguyen Thai Binh, District 1, Ho Chi Minh City
Tel: 84.8.9142121; Fax: 84.8.9144755; Email: Ho Chi Minh City@hsc.com.vn
Business: Courtage, Gestion de portefeuille, conseil, négociation, garantie d'émission

13. Dong A Securities Co. (AESC)
Capital légal: VND21 milliards
Business: Courtage, Gestion de portefeuille, conseil, négociation

Source : Bourse de Ho Chi Minh Ville . 2005. « Trung tam giao dich chung khoan TPHCM ». En ligne <<http://www.vse.org.vn/TTGDCK/Default.aspx?tabid=30>> Consulté le 15 Mars 2006.

APPENDICE E

VALEUR DES IMPORTATIONS ET EXPORTATIONS VIETNAMIENNES EN 2004

Valeur en milliers de dollars américains

	Pays	Export	% du total	Import	% du total	Export+ Import	Importateur
1	Chine	2,735,496	10.32	4,456,451	13.95	7,191,947	3
2	Japon	3,502,362	13.21	3,552,605	11.12	7,054,967	2
3	États-Unis	4,992,326	18.84	1,131,444	3.54	6,123,770	1
4	Singapour	1,352,156	5.10	3,618,462	11.32	4,970,618	5
5	Taiwan	905,862	3.42	3,698,012	11.57	4,603,874	8
	Corée du Sud						
6	Sud	603,496	2.28	3,340,086	10.45	3,943,582	9
7	Thaïlande	491,008	1.85	1,858,074	5.81	2,349,082	
8	Australie	1,800,095	6.79	458,063	1.43	2,258,158	4
	Malaisie	601,110	2.27	1,214,740	3.80	1,815,850	10
10	Allemagne	1,066,195	4.02	694,348	2.17	1,760,543	12
	Total	26,503.000	100.00	31,954.000	100		

Source: Ministre du commerce du Vietnam. 2000. « Trang thong tin dien tu bo thuong mai ». En ligne.

< <<http://www.mot.gov.vn/mot/render.userLayoutRootNode.uP>> . Consulté le 20 Mars 2006

APPENDICE F TAUX D'INTÉRÊTS AU JAPON

F.1. Taux d'escompte officiel du Japon

Date	Taux	Date	Taux	Date	Taux
30/01/1986	4.50	25/12/1989	4.25	04/02/1993	2.50
10/03/1986	4.00	20/03/1990	5.25	21/09/1993	1.75
21/04/1986	3.50	30/08/1990	6.00	14/04/1995	1.00
01/11/1986	3.00	01/07, 1991	5.50	08/09/1995	0.50
23/2/1987	2.50	14/11/ 1991	5.00	04/01/2001	0.50
31/05/1989	3.25	30/12/1991	4.50	13/02/2001	0.35
11/10/1989	3.75	01/04/1992	3.75	01/03/2001	0.25
		27/07/1992	3.25	19/09/2001	0.10

F.2. Taux de rendement des obligations du gouvernement du Japon

	Obligations listées au TSE(10 ans) *3	Obligations récemment émises (10 ans) *2 *4	Prime de taux de prêt à court terme *2	Prime de taux de prêt à long terme *2
1986	-	-	3.750	6.2
1987	-	-	3.375	5.7
1988	-	-	3.375	5.7
1989	-	-	5.750	6.5
1990	-	-	8.250	8.1
1991	-	-	6.625	6.9
1992	-	-	4.500	5.5
1993	3.613	3.325	3.000	3.5
1994	4.735	4.570	3.000	4.9
1995	3.356	3.190	1.625	2.6
1996	2.882	2.760	1.625	2.5
1997	2.326	1.910	1.625	2.3
1998	2.509	1.970	1.500	2.2
1999	2.047	1.645	1.375	2.2
2000	1.860	1.640	1.500	2.1
2001	1.575	1.365	1.375	1.85
2002	1.262	0.900	1.375	1.65
2003	1.606	1.360	1.375	1.70
2004	1.564	1.435	1.375	1.55
2005	1.649	1.470	1.375	1.85

F.3 Rendement des obligations émises en 2005

	Obligations listées au TSE(10 ans) *2 *3	Obligations récemment émises (10 ans) *2 *4	Prime de taux de prêt à court terme *2	Prime de taux de prêt à long terme *2
01/2005	1.461	1.320	1.375	1.55
02/2005	1.578	1.470	1.375	1.55
03/2005	1.476	1.320	1.375	1.65
04/ 2005	1.387	1.240	1.375	1.55
05/2005	1.371	1.245	1.375	1.50
06/2005	1.331	1.165	1.375	1.45
07/2005	1.434	1.305	1.375	1.45
08/2005	1.459	1.335	1.375	1.60
09/2005	1.623	1.475	1.375	1.55
10/2005	1.670	1.545	1.375	1.80
11/2005	1.560	1.445	1.375	1.90
12/2005	1.649	1.470	1.375	1.85
01/2006	1.696	1.560	1.375	1.80
02/2006	1.765	1.585	1.375	2.00

TSE: Tokyo Stock Exchange

*3 Données depuis Mars 2003 sont les obligations avec la maturité les plus courtes.

*4 Rendement est coté par la compagnie « Japan Bond Trading Company ». Données depuis 1999 sont les valeurs de clôture. Jusqu'en novembre 1998, données de rendement des bonds du gouvernement cotés en TSE sont sélectionnées par les maturités les plus longues. En 1998, ce sont le taux des transactions les plus récentes avant 17h.

Source: Banque du Japon. 1996. « Bank of Japan ». En ligne <<http://www.boj.or.jp/en/>> . Consulté le 15 Mars 2006.

APPENDICE G

STATISTIQUES DES INDICES ET SOUS INDICES ALIMENTAIRES DU VIETNAM, DE L'AUSTRALIE ET DU JAPON

2002	VN	TOPIX	ASX	VNFOOD	TOPIXFOOD	ASXFOOD
Moyenne	194.73	977.89	3218.36	82.34	616.92	3765.62
Médian	193.52	984.40	3224.10	85.78	616.79	3778.46
Maximum	235.4	1132.22	3470.1	100	699.51	4034.08
Minimum	175.19	822.46	2935.7	64.9092	560.33	3491.6
Ecart-type	13.11	94.17	182.73	11.31	35.43	152.85
Asymétrie	0.64	-0.05	-0.07	-0.20	0.15	-0.10
Aplatissement	3.37	1.79	1.41	1.46	2.08	2.08
Jarque-Bera	4.00	3.34	5.72	5.68	2.10	2.01
Probabilité	0.1355	0.1883	0.0573	0.0585	0.3506	0.3661
Somme	10515.51	52806.03	173791.40	4446.20	33313.60	203343.60
Somme des Écarts-types.	9115.73	469993.30	1769656.00	6778.29	66526.59	1238321.00
2003	VN	TOPIX	ASX	VNFOOD	TOPIXFOOD	ASXFOOD
Moyenne	193.96	976.87	3214.69	82.00	616.07	3761.53
Médian	193.36	981.68	3221.30	85.71	613.83	3770.29
Maximum	225.95	1132.22	3470.10	98.01	699.51	4034.08
Minimum	175.19	822.46	2935.70	64.91	560.33	3491.60
Ecart-type	11.95	94.77	182.46	11.15	35.21	151.30
Asymétrie	0.29	-0.02	-0.03	-0.20	0.19	-0.09
Aplatissement	2.41	1.77	1.42	1.43	2.14	2.11
Jarque-Bera	1.53	3.34	5.54	5.82	1.95	1.81
Probabilité	0.4659	0.1887	0.0626	0.0546	0.3773	0.4045
Somme	10280.11	51773.89	170378.70	4346.20	32651.88	199360.90
Somme des Écarts-types.	7430.61	466994.60	1731175.00	6460.42	64481.55	1190309.00
2004	VN	TOPIX	ASX	VNFOOD	TOPIXFOOD	ASXFOOD
Moyenne	238.12	1122.24	3574.56	74.39	719.06	3945.15
Médian	237.16	1126.93	3523.20	72.43	727.18	3859.21
Maximum	275.66	1210.96	4080.60	100.84	767.60	4820.94
Minimum	174.13	1024.77	3281.70	57.36	633.69	3476.83
Ecart-type	21.48	43.11	221.34	7.83	34.57	356.24
Asymétrie	-0.82	-0.02	0.83	1.02	-1.04	1.04
Aplatissement	4.09	2.51	2.65	5.17	3.30	3.20
Jarque-Bera	8.62	0.53	6.40	19.57	9.74	9.55

Probabilité	0.0134	0.7674	0.0408	0.0001	0.0077	0.0084
Somme	12620.30	59478.71	189451.40	3942.59	38109.95	209092.80
Somme des Écarts-types.	23994.14	96655.69	2547540.00	3191.96	62149.21	6599035.00
2005	VN	TOPIX	ASX	VNFOOD	TOPIXFOOD	ASXFOOD
Moyenne	264.79	1294.01	4344.78	80.37	856.50	4618.17
Médian	247.77	1195.45	4297.70	74.73	836.12	4597.39
Maximum	322.59	1684.90	4831.00	108.65	976.27	4890.65
Minimum	233.13	1109.49	3955.20	67.64	770.64	4333.59
Ecart-type	30.41	175.94	236.39	13.13	57.50	118.30
Asymétrie	0.75	0.96	0.26	0.79	0.57	0.22
Aplatissement	1.83	2.52	2.08	2.07	2.20	2.97
Jarque-Bera	7.97	8.71	2.47	7.44	4.32	0.43
Probabilité	0.0186	0.0129	0.2905	0.0242	0.1151	0.8084
Somme	14034.10	68582.70	230273.30	4259.65	45394.51	244763.20
Somme des Écarts-types.	48102.53	1609659.00	2905660.00	8969.76	171908.10	727681.60
2002-2005	VN	TOPIX	ASX	VNFOOD	TOPIXFOOD	ASXFOOD
Moyenne	220.18	1105.46	3615.62	73.95	713.22	3989.47
Médian	220.18	1105.46	3615.62	73.95	713.22	3989.47
Maximum	219.61	1088.96	3417.15	71.97	676.10	3838.91
Minimum	463.00	1712.30	5083.50	140.19	1054.28	4890.65
Écart-type	131.44	773.10	2734.70	41.14	560.33	3360.97
Asymétrie	58.21	214.91	591.18	17.86	122.59	462.11
Aplatissement	1.08	1.07	0.74	0.43	0.83	0.48
Jarque-Bera	5.21	4.07	2.40	3.55	2.72	1.68
Probabilité	0.0000	0.0000	0.0000	0.0081	0.0000	0.0000
Somme	48880.21	245410.90	802667.60	16415.85	158335.30	885662.50
Somme des écarts-types.	748940	10206958	77238000	70479	3321031	47193914
Observations	222	222	222	222	222	222

APPENDICE H

TEST DE RACINE UNITAIRE AUX SÉRIES

Ho : Série considérée a la racine unitaire

Séries: Rvn -Rfvn

Exogènes: Constant

Degré de retard: 0 (Automatiquement basé sur SIC, MAXLAG=10)

*Probabilité de test unilatéral de MacKinnon (1996).

	Statistique t	Prob.*
Statistique de test de Dickey-Fuller augmenté	-6.059778	0.0000
Valeurs critiques		
1% level	-3.560019	
5% level	-2.917650	
10% level	-2.596689	

*Probabilité de test unilatéral de MacKinnon (1996).

Séries: Rvnfood -Rfvn

Exogènes: Constant

Degré de retard: 0 (Automatiquement basé sur AIC, MAXLAG=10)

	Statistique t	Prob.*
Statistique de test de Dickey-Fuller augmenté	-5.771350	0.0000
Valeurs critiques		
1% level	-3.560019	
5% level	-2.917650	
10% level	-2.596689	

Série: Rasx- Rfasx

Exogènes: Constant

Degré de retard: 0 (Automatiquement basé sur AIC, MAXLAG=10)

	Statistique t	Prob.*
Statistique de test de Dickey-Fuller augmenté	-7.428395	0.0000
Valeurs critiques		
1% level	-3.560019	
5% level	-2.917650	
10% level	-2.596689	

*Probabilité de test unilatéral de MacKinnon (1996).

Série: Rfoodasx- Rfasx

Exogènes: Constant

Degré de retard: 0 (Automatiquement basé sur AIC, MAXLAG=10)

	Statistique t	Prob.*
Statistique de test de Dickey-Fuller augmenté	-7.630349	0.0000
Valeurs critiques		
1% level	-3.560019	
5% level	-2.917650	
10% level	-2.596689	

Série: Rtopix – Rftopix

Exogènes: Constant

Degré de retard: 0 (Automatiquement basé sur AIC, MAXLAG=10)

	Statistique t	Prob.*
Statistique de test de Dickey-Fuller augmenté	-8.031084	0.0000
Valeurs critiques		
1% level	-3.560019	
5% level	-2.917650	
10% level	-2.596689	

Series: Rtopixfood – Rftopix

Exogènes: Constant

Degré de retard: 0 (Automatiquement basé sur AIC, MAXLAG=10)

	Statistique t	Prob.*
Statistique de test de Dickey-Fuller augmenté	-8.927060	0.0000
Valeurs critiques		
1% level	-3.560019	
5% level	-2.917650	
10% level	-2.596689	

*Probabilité de test unilatéral de MacKinnon (1996).

Série: RASX

Exogènes: Constant

Degré de retard: 0 (Automatiquement basé sur AIC, MAXLAG=10)

	Statistique t	Prob.*
Statistique de test de Dickey-Fuller augmenté	-7.430384	0.0000
Valeurs critiques		
1% level	-3.560019	
5% level	-2.917650	
10% level	-2.596689	

*Probabilité de test unilatéral de MacKinnon (1996).

Série : RTOPIX

Exogènes: Constant

Degré de retard: 0 (Automatiquement basé sur AIC, MAXLAG=10)

	Statistique t	Prob.*
Statistique de test de Dickey-Fuller augmenté	-8.033469	0.0000
Valeurs critiques		
1% level	-3.560019	
5% level	-2.917650	
10% level	-2.596689	

*Probabilité de test unilatéral de MacKinnon (1996).

BIBLIOGRAPHIE

- Agtmael, Antoine W. Van 1984. *Emerging Securities Markets: Investment Banking Opportunities in the Developing World*. London: Prentice Hall Europe, 1090 p.
- Ane, Thierry, et Helyette Geman. 2000. «Order Flow, Transaction Clock, and Normality of Asset Returns». *The Journal of Finance*, vol. 55, no 5, p. 2259. En ligne. <<http://proquest.umi.com/pqdweb?did=677757381&Fmt=7&clientId=13816&RQT=309&VName=PQD>>.
- Bakaert, Geert, Claude B. Erb, Campbell R. Harvey et Tadas E. Viskanta. 1996. «The Behaviors of Emerging Market Returns». In *The future of emerging capital flows* 23-24 Mai 1996): New York University.
- Basu, Sanjoy. 1983. «The Relationship between Earnings' Yield, Market Value and Return for Nyse Common Stocks: Further Evidence». *Journal of Financial Economics*, vol. 12, no 1, p. 129. En ligne. <<http://proquest.umi.com/pqdweb?did=1164189&Fmt=7&clientId=13816&RQT=309&VName=PQD>>.
- Bawa, Vijay, et Eric Lindenberg. 1977. «Capital Market Equilibrium in a Mean-Lower Partial Moment Framework». *Journal of Financial Economics* vol. 5, p. 189-200.
- Bekaert, Geert, Claude Erb, Campbell Havery et Tadas Viskanta. 1997. «The Cross-Sectional Determinants of Emerging Equity Market Returns». In *Quantitative Investing of the Global Markets: Strategies, Tactics, and Advanced Analytical Techniques*, Peter Carman, p. 221-272. Chicago: Glenlake Publishing.
- Bekaert, Geert, et Campbell Harvey. 2002. «Research in Emerging Markets Finance: Looking to the Future». *Emerging market review*, vol. 3, no 4, p. 429-448.
- Bhandari, Laxmi Chand. 1988. «Debt/Equity Ratio and Expected Common Stock Returns: Empirical Evidence». *The Journal of Finance*, vol. 43, no 2, p. 507. En ligne. <<http://proquest.umi.com/pqdweb?did=677757381&Fmt=7&clientId=13816&RQT=309&VName=PQD>>.

- Bollerslev, Tim, Robert F. Engle et Jeffrey M. Wooldridge. 1988. «A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances». *The Journal of Political Economy*, vol. 96, no 1, p. 116. En ligne. <<http://proquest.umi.com/pqdweb?did=677757381&Fmt=7&clientId=13816&RQT=309&VName=PQD>>.
- Brooks, R. D., R. W. Faff, M. A. M. Gangemi et J. H. H. Lee. 1997. «A Further Examination of the Effect of Diversification on the Stability of Portfolio Betas». *Applied Financial Economics*, vol. 7, no 1, p. 9. En ligne. <<http://proquest.umi.com/pqdweb?did=12589546&Fmt=7&clientId=13816&RQT=309&VName=PQD>>.
- Claessens, S. 1993. «Assessing Investment Potential and Security Design». In *Portfolio Investment in Developing Countries*: World Bank,.
- Claessens, Stijn, Susmita Dasgupta et Jack Glen. 1995. «The Cross-Section of Stock Return». In *Pocily Research Working Paper*: World Bank.
- Claus, James, et Jacob Thomas. 2001. «Equity Premia as Low as Three Percent? Evidence from Analysts' Earnings Forecasts for Domestic and International Stock Markets». *The Journal of Finance*, vol. 56, no 5, p. 1629-1666. En ligne. <<http://www.blackwell-synergy.com/doi/abs/10.1111/0022-1082.00384>>.
- Copeland, Thomas E., Tim Koller et Jack Murrin. 2000. *Valuation : Measuring and Managing the Value of Companies*, 3. New York ; Toronto: J. Wiley, 490 p.
- Damodaran, Aswath. 1999a. «Estimating Risk-Free Rate». New York University. En ligne. <<http://pages.stern.nyu.edu/~adamodar/>>. (Consulté le 11 Octobre 2005)
- Damodaran, Aswath. 1999b. «Estimating Risk Parameters». New York University. En ligne. <<http://pages.stern.nyu.edu/~adamodar/>>. (Consulté le 15 Octobre 2005)
- Damodaran, Aswath. 2003. «Country Risk and Company Exposure: Theory and Practice». *Journal of Applied Finance*, vol. 13, no 2, p. 63. En ligne. <<http://proquest.umi.com/pqdweb?did=526175701&Fmt=7&clientId=13816&RQT=309&VName=PQD>>.

- Defusco, Richard, Dennis Mcleavey, Jerald E. Pinto et David E. Runkle. 2004. *Quantitative Methode for Investment Analysis*. Baltimore: CFA Institute, 721 p.
- Domowitz, Ian, Jack Glen et Ananth Madhavan. 2001. «Liquidity, Volatility and Equity Trading Costs across Countries and over Time». *International Finance*, vol. 4, no 2, p. 221-255. En ligne. <<http://www.blackwell-synergy.com/doi/abs/10.1111/1468-2362.00072>>.
- Dor, Eric. 2004. *Econométrie*. Pearson Education France, 290 p.
- Easton, Peter D. . 2004. «Pe Ratios, Peg Ratios, and Estimating the Implied Expected Rate of Return on Equity Capital». *The Accounting Review*, vol. 79, no 1, p. 73. En ligne. <<http://proquest.umi.com/pqdweb?did=547448441&Fmt=7&clientId=13816&RQT=309&VName=PQD>>.
- Engle, Robert, F. 1982. «Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation». *Econometrica*, vol. 50, no 4, p. 987. En ligne. <<http://proquest.umi.com/pqdweb?did=677757381&Fmt=7&clientId=13816&RQT=309&VName=PQD>>.
- Erb, Claude B., Campbell R. Harvey et Tadas E. Viskanta. 1995. «Country Risk and Global Equity Selection». *Journal of Portfolio Management*, vol. 21, no 2, p. 74. En ligne. <<http://proquest.umi.com/pqdweb?did=4706687&Fmt=7&clientId=13816&RQT=309&VName=PQD>>.
- Erb, Claude B., Campbell R. Harvey et Tadas E. Viskanta. 1996. «Expected Returns and Volatility in 135 Countries». *Journal of Portfolio Management*, vol. 22, no 3, p. 46. En ligne. <<http://proquest.umi.com/pqdweb?did=9769680&Fmt=7&clientId=13816&RQT=309&VName=PQD>>.
- Errunza, Vihang , et Etienne Losq. 1985. «International Asset Pricing under Mild Segmentation: Theory and Test». *Journal of Finance* vol. 40, p. 105-124.
- Estrada, Janvier. 2000. «The Cost of Equity in Emerging Markets: A Downside Risk Approach». *Emerging*

Markets Quarterly, no 3, p. 19-30.

Faff, R. W., et R. D. Brooks. 1998. «Time-Varying Beta Risk for Australian Industry Portfolios: An Exploratory Analysis». *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 25, no 5/6, p. 721. En ligne. <<http://proquest.umi.com/pqdweb?did=32744879&Fmt=7&clientId=13816&RQT=309&VName=PQD>>.

Faff, Robert W., John H. H. Lee et Tim R. L. Fry. 1992. «Time Stationarity of Systematic Risk: Some Australian Evidence». *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 19, no 2, p. 253. En ligne. <<http://proquest.umi.com/pqdweb?did=587497&Fmt=7&clientId=13816&RQT=309&VName=PQD>>.

Fama, Eugene F. , et Kenneth R. French. 1998. . «Value Versus Growth: The International Evidence». *Journal of Finance* vol. 53, no 6, p. 1795-1999.

Fama, Eugene F., et Kenneth R. French. 1995. «Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns». *The Journal of Finance*, vol. 50, no 1, p. 131. En ligne. <<http://proquest.umi.com/pqdweb?did=5374491&Fmt=7&clientId=13816&RQT=309&VName=PQD>>.

Ferson, Wayne E., et R. Harvey Campbell. 1993. «The Risk and Predictability of International Equity Returns». *Review of Financial Studies* vol. 6, no 1, p. 527--566.

Ferson, Wayne E., et Campbell R. Harvey. 1994. «Sources of Risk and Expected Returns in Global Equity Markets». *Journal of Banking and Finance*, vol. 18, p. 775--803.

Gebhardt, R. William , M. C. Lee Charles et Swaminathan Bhaskaran. 2001. «Toward an Implied Cost of Capital». *Journal of Accounting Research*, vol. 39, no 1, p. 135. En ligne. <<http://proquest.umi.com/pqdweb?did=84806380&Fmt=7&clientId=13816&RQT=309&VName=PQD>>.

Godfrey, Stephen, et Ramon Espinosa. 1996. «A Practical Approach to Calculating Costs of Equity for Investments in Emerging Markets». *Journal of Applied*

Corporate Finance, vol. 9, no 3, p. 80-90. En ligne. <<http://www.blackwell-synergy.com/doi/abs/10.1111/j.1745-6622.1996.tb00300.x>>.

- Griffin, John M., et G. Andrew Karolyi. 1998. «Another Look at the Role of the Industrial Structure of Markets for International Diversification Strategies». *Journal of Financial Economics*, vol. 50, no 3, p. 351. En ligne. <<http://proquest.umi.com/pqdweb?did=38811305&Fmt=7&clientId=13816&RQT=309&VName=PQD>>.
- Griffiths, William E. , R. Carter Hill et George G. Judge. 1993. *Learning and Practicing Econometrics* John Wiley & Son, 866 p.
- Han, Bong H. , David Manry et Wayne H. Shaw. 1997. «Un Modèle De Prévision Du Biais De Prévision Des Analystes Financiers». In *Organisation Et Qualité Des Marchés Financiers*, Jacquillat Bertrand, Davydoff Didier et Biais Bruno, p. 278: Presses universitaires de France.
- Harlow, Van W., et Ramesh K. S. Rao. 1989. «Asset Pricing in a Generalized Mean-Lower Partial Moment Framework: Theory and Evidence». *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 24, no 3, p. 285-311.
- Harvey, Campbell R. 1995. «Predictable Risk and Returns in Emerging Markets». *The Review of Financial Studies (1986-1998)*, vol. 8, no 3, p. 773. En ligne. <<http://proquest.umi.com/pqdweb?did=618345561&Fmt=7&clientId=13816&RQT=309&VName=PQD>>.
- Harvey, Campbell R. 2003. «The International Cost of Capital and Risk Calculator (Iccrc) ». En ligne. <aculty.fuqua.duke.edu/~charvey/Teaching/BA456_2006/ICCR.C.DOC>.
- Harvey, Campbell R. 2005. «12 Ways to Calculate the International Cost of Capital». En ligne. <<http://www.duke.edu/~charvey/Classes/ba4xx/4xxindex.htm>>. (Consulté le 10 Décembre 2005)
- Harvey, Campbell R., "T" (July 25, 2000). Available at Ssrn: [Http://Ssrn.Com/Abstract=795385](http://ssrn.com/abstract=795385) 2000. «The Drivers of Expected Returns in International Markets». En ligne. <<http://ssrn.com/abstract=795385>>. (Consulté le 20 Décembre 2005)

- Howell, M. J., S. Cleassens et S. Goptu. 1994. *Investing in Emerging Markets*: Euromoney Books
- Ibbotson, Associates. 1999. *International Cost of Capital Report*. Chicago.
- Keck, Tom, Eric Levengood et A. L. Longfield. 1998. «Using Discounted Cash Flow Analysis in an International Setting: A Survey of Issues in Modeling the Cost of Capital». *Journal of Applied Corporate Finance*, vol. 11, no 3, p. 82-99. En ligne. <<http://www.blackwell-synergy.com/doi/abs/10.1111/j.1745-6622.1998.tb00505.x>>.
- Kester, George W. , Rosita P. Chang, Erlinda S. Echanis, Shalahuddin Haikal, Mansor Md. Isa, Michael T. Skull, Kai-Chong Tsui et Chi-Jeng Wang. 1999. «Capital Budgeting Practices in the Asia-Pacific Region: Australia, Hong Kong, Indonesia, Malaysia, Philippines, and Singapore». *FINANCIAL PRACTICE AND EDUCATION*, vol. 9, no 1, p. 25-33.
- Krugman, Paul. 1997. «Seven Habits of Highly-Defective Investors». *Fortune*, 29 Décembre 1997. En ligne. <http://www.pbs.org/wsw/news/fortunearticle_19971229_01.html>. (Consulté le 15 Mars 2006)
- Lessard, Donald R. 1996. «Incorporating Country Risk in the Valuation of Offshore Projects». *Journal of Applied Corporate Finance*, vol. 9, no 3, p. 52-63. En ligne. <<http://www.blackwell-synergy.com/doi/abs/10.1111/j.1745-6622.1996.tb00298.x>>.
- Markowitz, Harry 1959. *Portfolio Selection*. , . New Haven London: Yale University Press.
- Masters, S. J. 2002. «Emerging Markets: Managing the Impact of High Costs». *Journal of Portfolio Management*, vol. 28, no 2, p. 96-111.
- O'Brien, Thomas J. 1999. «The Global Capm and a Firm's Cost of Capital in Different Currencies». *Journal of Applied Corporate Finance*, vol. 12, no 3, p. 73-79. En ligne. <<http://www.blackwell-synergy.com/doi/abs/10.1111/j.1745-6622.1999.tb00032.x>>.

- Pastor, Lubos, et Robert F. Stambaugh. 1999. «Costs of Equity Capital and Model Mispricing». *The Journal of Finance*, vol. 54, no 1, p. 67-121. En ligne. <<http://www.blackwell-synergy.com/doi/abs/10.1111/0022-1082.00099>>.
- Patterson, Cleveland S. 1995. *The Cost of Capital : Theory and Estimation*. Westport, Connecticut: Quorum Books.
- Pereiro, Luis E. 2001. «The Valuation of Closely-Held Companies in Latin America». *Emerging Markets Review*, vol. 2, no 4, p. 330-370. En ligne. <<http://www.sciencedirect.com/science/article/B6W69-44JYXPC-2/2/623b30db5bf2913bd83a91ff33fc4e34>>.
- Pettit, Justin, Mack Ferguson et Robert Gluck. 1999. «A Method for Estimating Global Corporate Capital Costs: The Case of Bestfoods». *Journal of Applied Corporate Finance*, vol. 12, no 3, p. 80-90. En ligne. <<http://www.blackwell-synergy.com/doi/abs/10.1111/j.1745-6622.1999.tb00033.x>>.
- Reilly, Frank K., et Keith C. Brown. 2003. *Investment Analysis and Portfolio Management*, 7^e ed.: Thomson South Western, 1162 p.
- Ross, Stephen A. 1976. «The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing». *Journal of Economic Theory*, vol. 13, p. 341--360.
- Ross, Stephen A. , Jacques Saint-Pierre et Martin M. Boyer. 2005. *Tit: Gestion Financière / Tis: [Stephen A. Ross ... [Et Al.] ; Adaptation Française, Martin Boyer, Jacques Saint-Pierre ; Traduit De L'anglais Par Jeanne Charbonneau Et René Lapalme.] Trad. de: français, 2e éd. Montréal Chenelière/McGraw-Hill, 598 p.*
- Sabal, Jaime. 2004. «The Discount Rate in Emerging Markets: A Guide». *Journal of Applied Corporate Finance*, vol. 16, no 2-3, p. 155-166. En ligne. <<http://www.blackwell-synergy.com/doi/abs/10.1111/j.1745-6622.2004.tb00547.x>>.
- Siegel, J.J. 1999. «The Shrinking Equity Premium». *Journal of Portfolio Management*, vol. 26, no 1, p. 10-17.

- Siegel, Jeremy J. . 2005. «Perspectives on the Equity Risk Premium». *Financial Analysts Journal*, vol. 61, no 6, p. 61. En ligne. <<http://proquest.umi.com/pqdweb?did=953642581&Fmt=7&clientId=13816&RQT=309&VName=PQD>>.
- Solnik, Bruno, et Dennis Mcleavey. 2004. *International Investment* Trad. de: *English*, 5th: Pearson Addison Wesley, 760 p.
- Stulz, René H. 1995. «Globalization of Capital Markets and the Cost Fo Capital: The Case of Nestle». *Journal of applied corporate finane*, vol. 8, no 3, p. 30-38.
- Stulz, Rene M. 1999. «Golbalization, Corporate Finance, and the Cost of Capital». *Journal of Applied Corporate Finance*, vol. 12, no 3, p. 8-25. En ligne. <<http://www.blackwell-synergy.com/doi/abs/10.1111/j.1745-6622.1999.tb00027.x>>.
- Vander Weide, James H., et Willard T. Carleton. 1988. «Investor Growth Expectations: Analysts Vs. History». *Journal of Portfolio Management*, vol. 14, no 3, p. 78. En ligne. <<http://proquest.umi.com/pqdweb?did=7656619&Fmt=7&clientId=13816&RQT=309&VName=PQD>>.

SOURCES ÉLECTRONIQUES:

- Bourse de Ho Chi Minh Ville . 2005. « Trung tam giao dich chung khoan TPHCM ». En ligne <<http://www.vse.org.vn/TTGDCK/Default.aspx?tabid=30>> Consulté le 15 Mars 2006.
- Banque du Japon. 1996. « Bank of Japan ». En ligne <http://www.boj.or.jp/en/> Consulté le 15 Mars 2006.
- Bureau des statistiques du Vietnam. 2004. « General statistique office of Vietnam ».. En ligne http://www.gso.gov.vn/default_en.aspx?tabid=491 Consulté le 25 Mars 2006.
- Datastream. 2006. Base de données en disque dure. Montréal. Bibliothèque de l'UQAM. Consulté 24 Mars 2006.

- Fond monétaire international. 2005. « Global Financial Stability Report ». En ligne. <<http://www.imf.org/external/pubs/ft/GFSR/2005/02/index.htm>>. Consulté le 25 Mars 2006.
- Institutional Investor. 2006. « Daiij.com ». En ligne <<http://www.dailyii.com/rankingsGateway.asp?pageID=269>>. Consulté le 15 mars 2006.
- International Financial Corporation. 2006. « Fact Sheet: IFC and Emerging Markets at a Glance ». En ligne <http://www.ifc.org/ifcext/50thanniversary.nsf/Content/Fact_sheet_English>. Consulté le 15 Mars 2006
- La banque mondiale. 2005. “World Development Indicators 2005”. En ligne. <<http://web.worldbank.org/WBSITE/EXTERNAL/DATASTATISTICS/0,,contentMDK:20523710~hLPK:1365919~menuPK:64133159~pagePK:64133150~piPK:64133175~theSitePK:239419,00.html>>. Consulté le 18 Mars 2006.
- La banque mondiale. 2006. « The World Bank ». En ligne. <<http://www.worldbank.org/>>. Consulté le 15 Mars 2006
- Ministre du commerce du Vietnam. 2000. « Trang thong tin dien tu bo thuong mai ». En ligne. <<http://www.mot.gov.vn/mot/render.userLayoutRootNode.uP>> . Consulté le 20 Mars 2006.
- Standard&Poor. 2005. « The S&P emergent market equity indices ». En ligne <<http://www2.standardandpoors.com/servlet/Satellite?pagename=sp/Page/IndicesBrowseMethodologyPg&r=1&b=4&l=&s=6&ft=&ig=44&i=82&fr=&fig=&fs=&fi=&xcd=IFCI&f=2>>. Consulté le 10 Décembre 2005.