

CLAUDE BERGERON

**LE MODÈLE INTERTEMPOREL DE CONSOMMATION
ET LA RELATION DIVIDENDE-RISQUE**

Thèse
présentée
à la Faculté des études supérieures
de l'Université Laval
pour l'obtention
du grade de Philosophiae Doctor (Ph.D.)

Département de Finance et Assurance
FACULTÉ DES SCIENCES DE L'ADMINISTRATON
UNIVERSITÉ LAVAL
QUÉBEC

AOÛT 2000

© Claude Bergeron, 2000



National Library
of Canada

Acquisitions and
Bibliographic Services

395 Wellington Street
Ottawa ON K1A 0N4
Canada

Bibliothèque nationale
du Canada

Acquisitions et
services bibliographiques

395, rue Wellington
Ottawa ON K1A 0N4
Canada

Your file *Votre référence*

Our file *Notre référence*

The author has granted a non-exclusive licence allowing the National Library of Canada to reproduce, loan, distribute or sell copies of this thesis in microform, paper or electronic formats.

The author retains ownership of the copyright in this thesis. Neither the thesis nor substantial extracts from it may be printed or otherwise reproduced without the author's permission.

L'auteur a accordé une licence non exclusive permettant à la Bibliothèque nationale du Canada de reproduire, prêter, distribuer ou vendre des copies de cette thèse sous la forme de microfiche/film, de reproduction sur papier ou sur format électronique.

L'auteur conserve la propriété du droit d'auteur qui protège cette thèse. Ni la thèse ni des extraits substantiels de celle-ci ne doivent être imprimés ou autrement reproduits sans son autorisation.

0-612-54002-2

Canada



Ce 12^e jour du mois de JUL ²⁰⁰⁰, les personnes soussignées, en leur qualité de membres du jury de la thèse de CLAUDE BERGELAN, ont assisté à la soutenance de cette thèse.

NOMS	UNIVERSITÉ
<u>GUY CHAREST</u>	<u>LAVAL</u>
<u>GILLES BERNIER</u>	<u>LAVAL</u>
<u>MARIE-CLAUDE BEAULIEU</u>	<u>LAVAL</u>
<u>FOMI AJAJOU</u>	<u>OTTAWA</u>

SIGNATURE DU PRÉSIDENT DE LA SOUTENANCE

Bernard Gartner
Doyen

RÉSUMÉ COURT

Il s'agit principalement dans la présente thèse de modéliser la relation entre le rendement en dividendes et le risque des firmes. Nous caractérisons cette relation en élaborant une version *dividende* du modèle intertemporel de consommation, appelé «Consumption Capital Asset Pricing Model» (CCAPM). En particulier, nous montrons qu'il existe une relation linéaire entre le rendement en dividendes attendu d'un titre et son bêta de consommation en version dividende. Une pareille relation existerait également entre le rendement en dividendes attendu d'un titre et son bêta classique en version dividende. Notre étude empirique, qui se veut exploratoire, porte sur plusieurs sous-périodes allant de janvier 1977 à juillet 1997. Les données sont canadiennes et réfèrent à des titres particuliers ainsi qu'à des portefeuilles indiciaires. Pour l'essentiel, nos résultats empiriques ne permettraient pas de rejeter notre modèle ou le CCAPM.

~ Claude Bergeron

Guy Charest

RÉSUMÉ LONG

L'objectif principal de la présente thèse est de modéliser la relation entre le rendement en dividendes et le risque des firmes. Nous caractérisons cette relation en élaborant une version *dividende* du modèle intertemporel de consommation, appelé «Consumption Capital Asset Pricing Model» (CCAPM). En particulier, nous montrons qu'il existe une relation linéaire entre le rendement en dividendes attendu d'un titre et son bêta de consommation en version dividende. Une pareille relation existerait aussi entre le rendement en dividendes attendu d'un titre et son bêta classique en version dividende. Cette dernière relation permettrait de contourner, aux fins de tests, la difficile estimation de la consommation agrégée. Dans le but d'éviter d'autres difficultés inhérentes à ce type de tests, nous montrons également qu'il y a une substitution possible entre le bêta classique et sa version dividende. Ainsi, obtenons-nous une relation testable entre le rendement en dividendes et la mesure de risque la plus connue (le bêta classique). Notre volet empirique, qui se veut exploratoire, porte sur plusieurs sous-périodes allant de janvier 1977 à juillet 1997. Les données sont canadiennes et réfèrent à des titres particuliers ainsi qu'à des portefeuilles indiciaires. Selon nos résultats, les liens observés entre le rendement en dividendes et le bêta classique s'avèrent négatifs et significatifs dans la très grande majorité des cas. De plus, les niveaux obtenus pour les paramètres semblent correspondre aux attentes issues du modèle. Ces résultats ne permettraient pas de rejeter notre modèle et, par le fait même, le CCAPM. Nos travaux tant théoriques qu'empiriques viendraient souligner l'influence du risque sur la politique de dividendes.

AVANT-PROPOS

Il me fait plaisir d'exprimer ma plus profonde gratitude à tous ceux et celles qui m'ont aidé à réaliser cette thèse.

Mes premiers remerciements vont à mon directeur de recherche, M. Guy Charest, pour ses conseils précieux, son ouverture d'esprit, sa très grande patience et son appui tout au long de mes travaux.

Je remercie également Mme Marie-Claude Beaulieu (Université Laval), M. Gilles Bernier (Université Laval) et M. Fodil Adjaoud (Université d'Ottawa), examinateurs de cette thèse, pour leurs commentaires utiles et leur compréhension.

Je suis aussi redevable à mes collègues du doctorat, ainsi qu'à mes nouveaux collègues, professeurs de l'UQÀM, qui m'ont offert leur assistance et leur encouragement. Je pense particulièrement à Ginette Bégin, Michel Bergeron, Jacques Leclerc et Marc Veilleux.

Je tiens à remercier tout spécialement ma compagne Carole pour son soutien, sa confiance indéfectible, de même que pour ses lectures des différentes versions de ma thèse. Le soutien et la confiance de mes parents et amis furent aussi grandement appréciés.

Enfin, que les gens qui n'apparaissent pas dans cette page, mais auxquels je dois beaucoup, me pardonne mon oubli.

Claude Bergeron, août 2000.

TABLE DES MATIÈRES

TABLE DES MATIÈRES.....	i
LISTE DES TABLEAUX.....	iv
LISTE DES ENCADRÉS.....	vi
CHAPITRE I : INTRODUCTION GÉNÉRALE.....	1
1.1. INTRODUCTION AU CHAPITRE I.....	1
1.2. MOTIVATIONS ET OBJECTIFS.....	5
1.2.1. La relation dividende-risque.....	5
1.2.2. Les études empiriques sur le CCAPM.....	7
1.3. CONTRIBUTIONS DE LA THÈSE (RÉSUMÉ).....	10
1.4. ORGANISATION DU DOCUMENT.....	11
CHAPITRE II : REVUE DES ÉCRITS SUR LE CCAPM.....	12
2.1. LES ECRITS THÉORIQUES À L'ORIGINE DU CCAPM.....	12
2.1.1. Le modèle de Rubinstein (1976).....	13
2.1.2. Le modèle de Lucas (1978).....	16
2.1.3. Le modèle de Breeden (1979).....	21
2.2. LES TESTS EMPIRIQUES DU CCAPM.....	26
2.2.1. Les tests du modèle d'actualisation des dividendes.....	27
2.2.2. Les tests de l'équation d'Euler.....	29
2.2.2.1. La fonction d'utilité temporellement dissociable.....	30
2.2.2.2. Formation des habitudes de consommation et durabilité des biens.....	33
2.2.2.3. Les autres tests de l'équation d'Euler.....	38
2.2.3. Les tests de la relation rendement-risque.....	41
2.3. CONCLUSION DU CHAPITRE II.....	47

CHAPITRE III : LA QUESTION DU LIEN DIVIDENDE-RISQUE.....	49
3.1. INTRODUCTION AU CHAPITRE III.....	49
3.2. DIVIDENDES ET VALEUR DE LA FIRME.....	50
3.2.1. Les écrits classiques.....	50
3.2.2. Fiscalité et dividendes.....	53
3.2.3. La valeur informative du dividende.....	56
3.2.4. La théorie de l'agence	58
3.3. ÉCRITS SUR LA RELATION DIVIDENDE-RISQUE.....	59
3.3.1. Les premières observations.....	59
3.3.2. Le modèle de signalisation et la relation dividende-risque	61
3.4. CONCLUSION DU CHAPITRE III.....	68
 CHAPITRE IV : LA VERSION DIVIDENDE DU CCAPM.....	 70
4.1. INTRODUCTION AU CHAPITRE IV	70
4.2. DESCRIPTION DE L'ÉCONOMIE.....	71
4.3. DÉMONSTRATION AVEC LA LOI NORMALE	73
4.4. DÉMONSTRATION SANS LA LOI NORMALE.....	83
4.5. DÉRIVATION EN CONTEXTE GÉNÉRAL	87
4.6. CONCLUSION DU CHAPITRE IV.....	93
 CHAPITRE V : ÉTUDE EMPIRIQUE EXPLORATOIRE.....	 94
5.1. INTRODUCTION AU CHAPITRE V	94
5.2. MÉTHODOLOGIE	96
5.2.1. Le lien entre les bêtas	97
5.2.2. Le modèle à tester	100
5.3. ÉCHANTILLON ET RÉSULTATS	102
5.3.1. Résultats pour les trois périodes de cinq ans (1977-1991)	103
5.3.2. Résultats mensuels mobiles avec titres (1992-1997)	112
5.3.3. Résultats mensuels mobiles avec portefeuilles indiciaires (1992-1997).....	119

5.4. CONCLUSION DU CHAPITRE V	129
CHAPITRE VI : CONCLUSION GÉNÉRALE	130
BIBLIOGRAPHIE	137
ANNEXES	147
ANNEXE A	149
ANNEXE B	151
ANNEXE C	154
ANNEXE D	158
ANNEXE E	164
ANNEXE F	166
ANNEXE G	175

LISTE DES TABLEAUX

TABLEAU 1-1 :	Les implications majeures du CCAPM standard	3
TABLEAU 1-2 :	Les implications majeures du CCAPM standard et de la version dividende proposée.....	4
TABLEAU 3-1 :	Régression dividendes-risque (Eades, 1982)	64
TABLEAU 3-2 :	La variabilité du flux monétaire (cv) comme facteur explicatif	67
TABLEAU 5-1 :	Statistiques descriptives des titres canadiens pour les périodes : 1977-1981, 1982-1986 et 1987-1991	105
TABLEAU 5-2 :	Rendement en dividendes moyen en fonction du bêta, pour les titres, selon les périodes : 1977-1981, 1982-1986 et 1987-1991	108
TABLEAU 5-3 :	Rendement en dividendes moyen en fonction du bêta, et de l'écart type du rendement, pour les titres, selon les périodes : 1977-1981, 1982-1986 et 1987-1991 (estimation à l'aide des moindres carrés ordinaires)	110
TABLEAU 5-4 :	Rendement en dividendes moyen en fonction du bêta, et de l'écart type du rendement, pour les titres, selon les périodes : 1977-1981, 1982-1986 et 1987-1991 (estimation à l'aide des moindres carrés pondérés).....	111
TABLEAU 5-5 :	Statistiques descriptives des titres pour chacun des 60 mois compris entre août 1992 et juillet 1997.....	114
TABLEAU 5-6 :	Rendement en dividendes (d_{jt}) en fonction du bêta (β_{jt}), pour les titres, selon chacun des mois compris entre août 1992 et juillet 1997.....	116
TABLEAU 5-7 :	Les portefeuilles indiciaires composant le TSE-300 pour le mois d'août 1992	121

TABLEAU 5-8 :	Statistiques descriptives des 14 portefeuilles indiciaires composant le TSE-300 pour chacun des 60 mois compris entre août 1992 et juillet 1997.....	122
TABLEAU 5-9 :	Champ des bêtas des 14 portefeuilles indiciaires composant le TSE-300 pour chacun des 60 mois compris entre août 1992 et juillet 1997.....	124
TABLEAU 5-10 :	Rendement en dividendes (d_{pt}) en fonction du (β_{pt}) pour les 14 portefeuilles indiciaires du TSE-300, selon chacun des mois compris entre août 1992 et juillet 1997.....	126
TABLEAU 6-1 :	Résumé du CCAPM standard et de la version dividende proposée (en caractères gras)	131
TABLEAU F-A :	Paramètres liés aux tests de comparaison des variances des résidus à partir du modèle avec moindres carrés ordinaires pour les périodes : 1977-1981, 1982-1986 et 1987-1991	167
TABLEAU F-B :	Paramètres liés aux tests de Goldfeld et Quandt sur les résidus à partir du modèle avec moindres carrés ordinaires pour les périodes : 1977-1981, 1982-1986 et 1987-1991	168
TABLEAU F-C :	Paramètres liés aux tests de DURBIN-WATSON sur les résidus à partir du modèle avec moindres carrés ordinaires pour les périodes : 1977-1981, 1982-1986 et 1987-1991	170

LISTE DES ENCADRÉS

ENCADRÉ 2-1 : Définition de l'équilibre selon Lucas (1978, p.1432)	19
ENCADRÉ 4-1 : Arbre des possibilités avec deux périodes ($T=2$)	88
ENCADRÉ F-A : Histogramme des résidus standardisés issus de la régression ordinaire pour la période 1977-1981	172
ENCADRÉ F-B : Histogramme des résidus standardisés issus de la régression ordinaire pour la période 1982-1986	173
ENCADRÉ F-C : Histogramme des résidus standardisés issus de la régression ordinaire pour la période 1987-1991	174

CHAPITRE I

INTRODUCTION GÉNÉRALE

1.1. INTRODUCTION AU CHAPITRE I

Selon Fama (1991), le modèle d'évaluation par la consommation, dit «Consumption Capital Asset Pricing Model» (CCAPM) de Rubinstein (1976), Lucas (1978), Breeden (1979) et autres, est le plus élégant des modèles intertemporels d'évaluation des titres. Le modèle, qui veut que tout individu cherche à maximiser l'utilité de sa consommation dans les limites de son budget, a deux implications ou prédictions de base. L'une (T0) indique que le prix à l'équilibre d'un titre est directement relié à la valeur actualisée de son flux monétaire total attendu en fin de période (dividendes et capital).¹ L'autre (D0) montre que le prix de ce titre égale la valeur actualisée de ses dividendes périodiques. Les prédictions de base réfèrent donc, d'un côté, au flux total et, de l'autre, au flux restreint aux revenus (qu'il convient d'appeler dividendes ci-après).

Trois autres implications sont liées à T0. La première (T1) a la forme de l'équation d'Euler et veut qu'en moyenne le facteur d'accumulation $(1+r)$ d'un titre soit l'inverse du taux marginal de substitution interpériodique de consommation

¹ Selon notre notation, si P symbolise le prix d'un titre et D son revenu en dividendes, alors son rendement total entre $t-1$ et t s'exprime par $r_t = (P_t + D_t - P_{t-1})/P_{t-1}$ où le rendement (partiel) en

(TMS) de son détenteur, et donc que leur produit attendu $E[(1+r) \text{TMS}]$ soit 1². La seconde (T2), sans doute plus connue, prédit une relation linéaire et positive entre le rendement attendu d'un titre et son bêta de consommation.³ La troisième (T3) établit que la relation rendement-risque sur une période équivaut à celle du CAPM de Sharpe (1964), Lintner (1965) et Black (1972). Le tableau 1-1 réunit les implications majeures du CCAPM standard.

Nous présentons dans cette thèse une version *dividende* du CCAPM. Celle-ci montre que l'expression multipériodique du prix à l'équilibre d'un titre (D0) issue du CCAPM standard a trois implications pour le rendement en dividendes (D1, D2 et D3), tout comme son expression unipériodique (T0) entraîne trois implications pour le rendement total (T1, T2 et T3).

Le tableau 1-2 réunit les implications majeures du CCAPM standard ainsi que celles de la version dividende proposée. En plus des implications déjà présentées, on y voit que le produit attendu du rendement en dividendes par une fonction du taux de croissance de la consommation agrégée serait unitaire (D1). Également, il existerait une relation linéaire entre le rendement en dividendes attendu d'un titre et la version *dividende* de son bêta de consommation (D2).⁴ Finalement, le rendement en dividendes attendu d'un titre serait aussi une fonction linéaire de la version *dividende* de son bêta classique.⁵

dividendes est donné par D_t/P_{t-1} . De même, $(P_t + D_t)$ fait référence au flux total et D_t au revenu, ou flux, en dividendes.

- ² Selon le tableau 1-1, le TMS entre t et $t+s$ ($s=1, 2, 3, \dots$) est donné par : $\partial U'(C_{t+s})/U'(C_t)$. Notons que pour simplifier la notation nous ignorons ici le tilde (\sim).
- ³ Le bêta de consommation d'un titre est égal à sa covariance entre son rendement (total) et le taux de croissance de la consommation agrégée, divisée par la variance de ce taux.
- ⁴ La version *dividende* du bêta de consommation d'un titre (selon notre modèle) est mesurée par sa covariance entre son rendement en dividendes et le taux de croissance de la consommation agrégée, divisée par la variance de ce taux.
- ⁵ La version *dividende* du bêta classique d'un titre se mesure par sa covariance entre son rendement en dividendes et celui du marché, divisée par la variance de ce dernier.

TABEAU 1-1
Les implications majeures du CCAPM standard*

FLUX TOTAL	FLUX EN DIVIDENDES
<p>Prix d'équilibre avec le flux total</p> $P_{jt} = E_t \left[(\tilde{D}_{j,t+1} + \tilde{P}_{j,t+1}) \delta \frac{U'(\tilde{C}_{t+1})}{U'(C_t)} \right] \quad (T0)$ <p>Équation d'Euler avec le rendement total</p> $E \left[(1 + \tilde{r}_{jt}) \delta \frac{U'(\tilde{C}_t)}{U'(C_{t-1})} \right] = 1 \quad (T1)$ <p>Relation rendement total-risque avec le bêta de consommation</p> $E(\tilde{r}_{jt}) = E(\tilde{r}_{zt}) + E(\tilde{r}_{mt} - \tilde{r}_{zt}) \frac{\beta_{cj}}{\beta_{cm}} \quad (T2)$ <p>Relation rendement total-risque avec le bêta classique</p> $E(\tilde{r}_j) = E(\tilde{r}_z) + E(\tilde{r}_m - \tilde{r}_z) \beta_j \quad (T3)$	<p>Prix d'équilibre avec le flux en dividendes</p> $P_{jt} = E_t \sum_{s=1}^{\infty} \tilde{D}_{j,t+s} \delta^s \frac{U'(\tilde{C}_{t+s})}{U'(C_t)} \quad (D0)$

* C = Consommation agrégée, U' = Utilité marginale, δ = Paramètre d'escompte, E_t = Espérance (l'indice t signifie : conditionnelle à l'information disponible au temps t), P = Prix d'un titre (j = indice du titre), r = Rendement total, D = Dividende, $g = C_t/C_{t-1}$, m = Portefeuille de marché (ou à corrélation parfaite avec C), z = Portefeuille à corrélation nulle avec C, COV = Covariance, V = Variance, $\beta_{cj} = \text{COV}(r_j, g)/V(g)$, $\beta_{cm} = \text{COV}(r_m, g)/V(g)$, $\beta_j = \text{COV}(r_j, r_m)/V(r_m)$. Afin de simplifier la notation, l'indice de temps, t, n'est pas toujours présent dans ce tableau. Pour la même raison, le tilde (~) est absent des définitions ci-dessus.

TABLEAU 1-2
Les implications majeures du CCAPM standard et de la version dividende proposée*

FLUX TOTAL	FLUX EN DIVIDENDES
<p>Prix d'équilibre avec le flux total</p> $P_{jt} = E_t \left[\left(\tilde{D}_{j,t+1} + \tilde{P}_{j,t+1} \right) \delta \frac{U'(\tilde{C}_{t+1})}{U'(C_t)} \right] \quad (T0)$	<p>Prix d'équilibre avec le flux en dividendes</p> $P_{jt} = E_t \sum_{s=1}^{\infty} \tilde{D}_{j,t+s} \delta^s \frac{U'(\tilde{C}_{t+s})}{U'(C_t)} \quad (D0)$
<p>Équation d'Euler avec le rendement total</p> $E \left[\left(1 + \tilde{r}_{jt} \right) \delta \frac{U'(\tilde{C}_t)}{U'(C_{t-1})} \right] = 1 \quad (T1)$	<p>Équation d'Euler avec le rendement en dividendes</p> $E \left[\tilde{d}_{jt} f \left(\frac{\tilde{C}_t}{C_{t-1}} - 1 \right) \right] = 1 \quad (D1)$
<p>Relation rendement total-risque avec le bêta de consommation</p> $E(\tilde{r}_{jt}) = E(\tilde{r}_{zt}) + E(\tilde{r}_{mt} - \tilde{r}_{zt}) \frac{\beta_{cj}}{\beta_{cm}} \quad (T2)$	<p>Relation rendement en dividendes-risque avec le b_{cj}</p> $E(\tilde{d}_{jt}) = E(\tilde{d}_{zt}) + E(\tilde{d}_{mt} - \tilde{d}_{zt}) \frac{b_{cj}}{b_{cm}} \quad (D2)$ <p>où b_{cj} est la version dividende du bêta de consommation</p>
<p>Relation rendement total-risque avec le bêta classique</p> $E(\tilde{r}_{jt}) = E(\tilde{r}_{zt}) + E(\tilde{r}_{mt} - \tilde{r}_{zt}) \beta_j \quad (T3)$	<p>Relation rendement en dividendes-risque avec b_j</p> $E(\tilde{d}_{jt}) = E(\tilde{d}_{zt}) + E(\tilde{d}_{mt} - \tilde{d}_{zt}) b_j \quad (D3)$ <p>où b_j est la version dividende du bêta classique</p>

* C = Consommation agrégée, U' = Utilité marginale, δ = Paramètre d'escompte, E_t = Espérance (l'indice t signifie : conditionnelle à l'information disponible au temps t), P = Prix d'un titre (j = indice du titre), r = Rendement total, D = Dividende, d = Rendement en dividendes ($d = D_t/P_{t,1}$), $g = C_t/C_{t-1} - 1$, m = Portefeuille de marché (ou à corrélation parfaite avec C), z = Portefeuille à corrélation nulle avec C, f = Fonction, COV = Covariance, V = Variance, $\beta_{cj} = \text{COV}(r_j, g)/V(g)$, $\beta_{cm} = \text{COV}(r_m, g)/V(g)$, $b_{cj} = \text{COV}(d_j, g)/V(g)$, $b_{cm} = \text{COV}(d_m, g)/V(g)$, $\beta_j = \text{COV}(r_j, r_m)/V(r_m)$, $b_j = \text{COV}(d_j, d_m)/V(d_m)$. Afin de simplifier la notation, l'indice de temps, t, n'est pas toujours présent dans le tableau. Pour la même raison, le tilde (~) est absent des définitions ci-dessus.

Via son optique *dividende*, notre travail débouche sur de nouvelles implications théoriques de l'important modèle qu'est le CCAPM. La dernière (D3) retient particulièrement notre attention. Elle décrirait une relation linéaire, possiblement négative, entre le rendement en dividendes d'un titre et son risque. Elle permettrait aussi de tester une nouvelle prédiction du CCAPM.

1.2. MOTIVATIONS ET OBJECTIFS

1.2.1. La relation dividende-risque

Rappelons que, selon Baskin (1989), il existe certains raisonnements qui peuvent expliquer une relation inverse entre le rendement en dividendes et la volatilité, ou le risque total, inhérent aux cours d'un titre. D'abord, une action avec un fort rendement en dividendes aurait une durée plus courte et son cours serait moins sensible aux fluctuations du taux pertinent du marché. Ensuite, le niveau de dividende permettrait aux investisseurs de mieux cerner les bénéfices futurs de la firme et, du même coup, sa valeur. L'investisseur ayant plus confiance à une firme qui verse des dividendes, il réagirait plus sobrement à l'information, d'où une plus grande stabilité des cours.

Rappelons aussi que certains auteurs (Eades, 1982 ; Kale et Noe, 1990 ; Lapointe, 1996) ont cherché à modéliser la relation dividende-risque à partir des premiers modèles de signalisation. Par exemple, Lapointe avance que, face à des flux monétaires plus variables, la firme aurait tendance, par prudence ou discernement, à verser moins de dividendes, afin de minimiser la probabilité d'une baisse subséquente préjudiciable à sa bonne évaluation. Le concept de risque étant souvent lié à la variabilité des flux, c'est ainsi qu'on en arrive à établir qu'il doit exister une relation négative entre le dividende et le risque.

D'ailleurs, bien des études empiriques concluent à une relation inverse soit entre le ratio de distribution (dividendes/bénéfice) et le risque (Beaver, Kettler et

Scholes, 1970 ; Rozeff, 1982), soit entre le rendement en dividendes et le risque (Pettit, 1977 ; Eades, 1982 et Baskin, 1989). Par ailleurs, les études de Bajaj et Vijh (1990), Michaely, Thaler et Womack (1995) et Atindéhou (1996 et 1997)⁶ trouvent que le niveau du bêta change après les variations inattendues du dividende régulier, quoique Sant et Cowan (1994) et Carroll et Sears (1994) n'y voient aucun changement significatif.

*Quant à nous, l'un de nos objectifs est de cerner la relation rendement en dividendes-risque. Or, la relation D2, avec la version dividende du bêta de consommation, en serait une plausible. Il importe, toutefois que l'on accepte, avec Rubinstein (1976), que la covariance entre le revenu en dividendes d'un titre et la consommation agrégée constitue une mesure de risque. Ou encore, que l'on accepte, avec Breeden (1979), que le risque se mesure par le bêta de consommation et qu'il est décomposable en fonction du rendement en dividendes et du gain en capital. Sachant que le CCAPM établit une équivalence entre le dividende global et la consommation agrégée (Lucas, 1978), alors le raisonnement ci-dessus tient aussi pour la prédiction D3 comportant la version *dividende* du bêta classique. De surcroît, le bêta classique est décomposable en fonction du dividende et du gain en capital.*

Ainsi notre étude s'inscrit dans le courant de recherche sur la relation dividende-risque, et c'est l'absence de modèles en contexte intertemporel, à partir d'un cadre théorique aussi reconnu que le CCAPM, qui motive notre démarche. De plus, contrairement à Eades (1982), à Kale et Noe (1990) ou à Lapointe (1996), nous voulons modéliser la relation dividende-risque sans recourir à l'hypothèse de signalisation du dividende, puisque les arguments pouvant expliquer le sens négatif de la relation ne reposent pas exclusivement sur cette hypothèse (voir

⁶ Notons que pour Atindéhou (1996) le niveau du bêta change uniquement après les baisses

Baskin, 1989). Également, selon Lapointe (1996), le manque de concordance observable entre les implications majeures du modèle de Eades (1982) et les faits, justifient de nouvelles tentatives de modélisation de la relation dividende-risque. Mais bien que les résultats de Lapointe soient conformes aux prédictions de son modèle, l'auteur reconnaît que ses tests ne sauraient être concluants puisqu'ils proviennent d'une mesure contestable du risque de la firme (soit le coefficient de variation de son flux monétaire). Comme nous le verrons plus loin, notre méthodologie de test permet de contourner cette lacune en recourant à la mesure de risque la plus connue (le bêta classique).

1.2.2. Les études empiriques sur le CCAPM

De nombreux tests du CCAPM ont été construits à partir des prédictions D_0 , T_1 et T_2 . Ceux portant sur le modèle d'actualisation des dividendes (la prédiction D_0) ont été majoritairement rejetés (Cochrane, 1991; Lee, Myers et Swaminathan, 1999). Mais ces tests concernaient surtout la volatilité des actions. Ceux portant sur l'équation d'Euler (la prédiction T_1) constituent des tests directs du CCAPM et représentent une contribution indéniable. D'abord, Hansen et Singleton (1982), ainsi que Mehra et Prescott (1985), ont supposé que la fonction d'utilité était temporellement dissociable et indépendante des états de la nature. Puis, plusieurs avenues ont été empruntées pour généraliser les tests. On chercha, par exemple, à lier la consommation avec les loisirs (Eichenbaum, Hansen et Singleton, 1988) ou à introduire l'indissociabilité temporelle de la fonction d'utilité (Abel, 1990, 1996; Ferson et Constantinides, 1991; Heaton, 1995; etc.), ou encore, à tenir compte de certaines imperfections du marché (He et Modest, 1995). Ces tests, pour la plupart pratiqués avec la méthode des moments généralisée (dite GMM) de Hansen et Singleton (1982), ont donné des résultats plutôt défavorables au CCAPM.

Quant aux tests de la relation rendement total-risque du CCAPM (la prédiction T2), leurs résultats sont plutôt mitigés. On observe une relation positive et linéaire entre les rendements réalisés et les bêtas de consommation (Breedon, Gibbons et Litzenberger, 1989), mais le pouvoir explicatif du bêta de consommation est non significatif comparativement à celui du bêta classique (Mankiw et Shapiro, 1986).

Pour Campbell, Lo et Mackinlay (1997, p. 316), de même que pour Koedijk, Kool et Nissen (1998, p. 244), le rejet du CCAPM résulterait des mauvaises mesures disponibles de la consommation agrégée. Celle-ci serait peu en rapport avec la population intervenant sur les marchés financiers.⁷ De plus, elle serait difficile à évaluer, notamment sa composante issue des biens durables. C'est d'ailleurs ce qui incita Campbell⁸ (1993, 1996) à modéliser une relation testable du CCAPM, qui n'exige pas la difficile estimation de la consommation agrégée.

Or, notre prédiction D3, avec sa version *dividende* du bêta classique, permet également de tester une prédiction du CCAPM sans recourir à l'estimation de la consommation agrégée. À partir de cette relation, on pourrait imaginer un test du CCAPM inspiré des tests classiques de la relation rendement-risque. On pourrait envisager d'estimer les bêtas nécessaires en mesurant la covariance entre les rendements en dividendes des titres (ou portefeuilles) et ceux du marché.⁹ (Un exercice semblable a déjà été effectué, mais à d'autres fins que les nôtres, par

⁷ Les mesures disponibles de la consommation agrégée combinent des données sur les achats de biens durables, et non durables et les services. Elles peuvent être ajustées pour l'inflation et la saison ; voir Heaton (1995).

⁸ Notons que Campbell (1993) s'en est tenu à développer un modèle théorique avec les rendements totaux.

⁹ Notons que la définition étroite du dividende se restreint d'ordinaire aux versements en espèces, tandis que la définition large englobe toutes les formes de distribution, y compris celles liées aux rachats et aux prises de contrôle. Notons aussi que les dividendes élargis seraient moins stables (Ackert et Smith, 1993).

Campbell et Mei (1993) et leurs résultats sont encourageants.) Ensuite, il faudrait vérifier si les paramètres d'une régression linéaire entre les rendements en dividendes moyens des titres et leurs bêtas sont conformes à la prédiction concernée.

Notre méthodologie de test repose a priori sur l'hypothèse voulant que le prix soit relié linéairement aux dividendes versés (Ackert 1996 ; Campbell et Shiller, 1987). À partir de cette hypothèse, il serait possible de démontrer que, en théorie, le bêta obtenu avec le rendement en dividendes du titre et celui du marché (ci-après le *bêta-dividende*) est proportionnel au *bêta classique* (obtenu avec les rendements totaux correspondants). Ce résultat ne serait pas nouveau, puisque déjà souligné par Campbell et Mei (1993) dans un autre contexte. Combiné à nos travaux il engendrerait un modèle théorique qui relie explicitement le rendement en dividendes attendu avec la mesure de risque la plus connue (le *bêta classique*). Ce résultat permettrait également d'éviter certains biais inhérents à l'estimation empirique du *bêta-dividende* et de faciliter, de façon générale, le test de la prédiction retenue (D3).

Notre étude empirique exploite les données canadiennes des fichiers COMPUSTAT et Laval pour la période janvier 1977-juillet 1997. Le fichier COMPUSTAT va jusqu'au mois de juillet 1997, tandis que le fichier Laval va jusqu'à décembre 1993. Tel que détaillé au chapitre V, les tests liés aux périodes 1977-1981, 1982-1986 et 1987-1991 utilisent à la fois les données des fichiers Laval et COMPUSTAT. Les tests liés à la période 1992-1997 n'utilisent que le fichier COMPUSTAT.

L'étude se divise donc en quatre périodes de cinq ans. À son tour, la dernière (août 1992-juillet 1997) se divise en soixante mois et concerne d'abord des titres particuliers, puis des portefeuilles indiciaries (ou sectoriels). Les relations observées entre le rendement en dividendes et le bêta classique se sont avérées

négligentes et significatives dans la très grande majorité des cas. De même, le niveau estimatif moyen des paramètres s'est avéré compatible avec notre modèle. Ces résultats supporteraient notre modèle. À tout le moins, ils ne permettraient pas de le rejeter.

1.3. CONTRIBUTIONS DE LA THÈSE (RÉSUMÉ)

Nous visons principalement, dans cette recherche, à mieux cerner la relation qui existe entre le rendement en dividendes des firmes et leur niveau de risque. Notre recherche permet notamment :

1) de montrer que les principales implications théoriques du CCAPM standard, formulées avec le rendement total, se retrouvent également sous une forme restreinte au rendement en dividendes.

2) d'élaborer un nouveau modèle intertemporel décrivant la relation dividende-risque, et ce, à partir d'un cadre théorique reconnu. À notre connaissance, il n'existe aucun modèle semblable dans le domaine des dividendes. En fait, peu de chercheurs ont tenté de modéliser la relation, bien que celle-ci soit intuitivement acceptée en finance. De plus, aucun des modèles offerts ne semble reposer sur un cadre théorique traduisant aussi bien que le CCAPM le caractère intertemporel des décisions financières. Enfin, aucun de ces modèles n'arrive à une relation dividende-risque qui soit aussi explicite que celle prédite par le CCAPM (ou le CAPM) liant le rendement total au risque.

3) de trouver une nouvelle prédiction testable du CCAPM contournant la difficile estimation de la consommation agrégée. Les difficultés liées à la mesure de la consommation agrégée ont été soulignées plus d'une fois dans les écrits sur le CCAPM (Campbell, Lo et Mackinlay, 1997; Koedijk, Kool et Nissen, 1998). Notre souci méthodologique a été d'échapper à ces difficultés.

4) de révéler l'existence à la Bourse de Toronto d'une relation négative entre le rendement en dividendes et le risque, sur plusieurs périodes, et s'appliquant tant aux actions particulières qu'aux portefeuilles. Les études canadiennes qui traitent des dividendes et du risque sont rarissimes. Les plus récentes (Lapointe, 1995, 1996; Atindéhou, 1997) reposent sur la théorie du signal et s'intéressent aux réactions des marchés financiers suite aux annonces d'une variation des dividendes. Dans notre étude, nous utilisons plutôt un modèle de régression testant directement la relation entre le rendement en dividendes et la mesure de risque la plus connue (le bêta classique). Cette méthodologie s'inspire de diverses études américaines et canadiennes, dont certaines comportent le recours à une succession de régressions en coupe ainsi qu'à des portefeuilles afin de réduire l'instabilité des résultats (Black, Jensen et Scholes, 1972; Fama et MacBeth, 1973; Calvet et Lefoll, 1988; Fama et French, 1992; Campbell, Lo et Mackinlay, 1997).

1.4. ORGANISATION DU DOCUMENT

Dans le prochain chapitre, nous résumons les écrits pertinents reliés au CCAPM. Comme nous développons un modèle théorique basé sur le cadre conceptuel du CCAPM, notre revue des écrits s'attarde à décrypter, plus qu'à l'ordinaire, les dérivations mathématiques des auteurs retenus. Dans le chapitre III nous traitons des divers courants de recherche se rattachant aux dividendes. Dans le chapitre IV, nous présentons¹⁰ notre modèle théorique, que nous appelons la version *dividende* du CCAPM. Dans le chapitre V, nous décrivons notre méthodologie pour tester empiriquement notre modèle et montrons nos résultats. Dans le chapitre VI, nous concluons sur l'ensemble de notre étude.

¹⁰ Voir également Bergeron (1996).

CHAPITRE II

REVUE DES ÉCRITS SUR LE CCAPM

Dans cette recherche nous présentons, sur le plan théorique, une version dividende du modèle d'évaluation par la consommation appelé «Consumption Capital Asset Pricing Model» (CCAPM). Selon nous, l'un des attraits de cette version est qu'elle offre une prédiction pouvant servir à tester empiriquement le modèle de consommation. Afin de mieux juger de son utilité, nous traitons, dans ce chapitre, des principaux écrits relatifs au CCAPM. À la prochaine section, nous discutons des travaux théoriques, et à la suivante, des études empiriques. La dernière section sert de conclusion au chapitre.

2.1. LES ÉCRITS THÉORIQUES À L'ORIGINE DU CCAPM

Comme nous l'avons déjà souligné, selon Fama (1991, p.1595): «The consumption-based model of Rubinstein (1976), Lucas (1978), Breeden (1979), and others is the most elegant of the available intertemporal asset pricing models.» Dans cette section, nous résumons les travaux de ces trois auteurs importants. Il s'agit des écrits théoriques à l'origine du CCAPM.¹ Une attention particulière est portée au modèle de Rubinstein (1976), puisqu'il renferme certains éléments, moins connus, qui seront exploités dans le prochain chapitre. L'utilisation de la

¹ Afin de faciliter le lien avec les articles originaux, la notation est redéfinie dans les sections 2.1.1., 2.1.2., 2.1.3. et 2.2..

covariance entre les dividendes d'un titre et la consommation agrégée comme mesure du risque en est un exemple.

2.1.1. Le modèle de Rubinstein (1976)

Rubinstein (1976) a développé une formule d'évaluation simple d'un actif financier à partir de son revenu multipériodique en contexte de marché financier en équilibre et d'investisseurs réfractaires au risque.

Il y arrive en définissant d'abord les variables suivantes : $s(t)$ un état de la nature au temps t ($t = 0, 1, 2, \dots$), $D[s(t)]$ le dividende versé d'un titre en $s(t)$ et $P[s(t)]$ son prix en $s(t)$. Il suppose ensuite que : 1) *dans un marché en équilibre, constamment sous menace d'arbitrage, deux titres offrant toujours des dividendes identiques devraient se vendre au même prix*. Sous cette hypothèse, la théorie sur l'arbitrage nous enseigne qu'il doit exister un ensemble de variables aléatoires $\{Z[s(t)]\}$, le même pour tous les titres, tel que pour un titre quelconque :²

$$P_0 = \sum_{t=1}^{\infty} \sum_{s(t)} Z[s(t)] D[s(t)]. \quad (1)$$

En supposant également l'insatiabilité, on a que : 2) *Ceteris paribus, plus les dividendes de chacun des états sont élevés, plus le prix courant sera grand*, et alors $Z[s(t)]$ est positif. En définissant la variable aléatoire (et positive) suivante : $Z'[s(t)] \equiv Z[s(t)]/\pi[s(t)]$ où $\pi[s(t)]$ est la probabilité que l'état $s(t)$ se réalise et en introduisant $Z'[s(t)]$ dans (1) on obtient : $P_0 = \sum_t E[D_t Z'_t]$. Également, si on définit la variable aléatoire $Y[s(t)] \equiv E[Y_t] R_{ft} Z'[s(t)]$, où r_{ft} est le rendement (un plus le taux de

² À l'équation (1) nous remarquons qu'il serait possible de présenter jusqu'à quel état du monde la sommation est valable (borne supérieure), mais puisque que Rubinstein (1976) ne le fait pas, nous avons choisi de respecter la notation employée par l'auteur et de ne pas le faire également (voir l'équation de la page 408 de Rubinstein, 1976, ou celles des pages 409, 411, ...). Cette notation a pour but d'alléger la présentation, et c'est pourquoi nous la reprendrons au chapitre IV, après avoir clairement identifié l'ensemble concerné des états du monde.

rendement) du titre sans risque (f) et $R_{ft} \equiv r_{f1} r_{f2} \dots r_{ft}$, on obtient, cette fois $P_0 = \sum_t E[D_t Y_t] / [R_{ft} E(Y_t)]$. À partir de la définition de la covariance on obtient finalement :

$$P_0 = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{E[D_t] + \text{COV}[D_t, Y_t] / E[Y_t]}{R_{ft}}. \quad (2)$$

où la variable Y_t ainsi que le signe de la covariance entre D_t et Y_t semblent, à priori, inconnus.

Afin d'identifier la variable Y_t et faire ressortir le comportement de l'investisseur, notamment dans son aversion au risque, Rubinstein enrichit l'environnement économique des hypothèses ci-dessous :

- 3) *Les marchés financiers sont parfaits³*
- 4) *Chaque investisseur agit comme s'il cherchait à maximiser le niveau de sa fonction d'utilité espérée de sa consommation, laquelle est supposée concave (du fait de son aversion au risque) et temporellement dissociable.*
- 5) *Il existe un investisseur représentatif de l'économie globale dont le problème de consommation est :*

$$\text{Max}_{C[s(t)]} \sum_t \sum_{s(t)} \pi[s(t)] U_t(C[s(t)])$$

sous contrainte d'épuisement de sa richesse, soit:

$$W_0 = \sum_t \sum_{s(t)} Z[s(t)] C[s(t)].$$

Ici, U_t est le niveau d'utilité au temps t de la consommation $C[s(t)]$ associée à l'état $s(t)$ et W_0 est le niveau de richesse initial. À partir des conditions de premier ordre, il est facile de démontrer que : $U'_t(C[s(t)]) \pi[s(t)] / U'_0(C_0) = Z[s(t)]$, avec une valeur

³ Pour la définition d'un marché parfait, voir l'article original, p. 411.

unitaire pour Z_0 . Afin de montrer que le facteur d'actualisation des dividendes s'avère une fonction de la consommation, on introduit $Z[s(t)]$ dans (1), d'où :

$$P_0 = \sum_t E \left[D_t \frac{U'_t(C_t)}{U'_0(C_0)} \right]. \quad (2')$$

Comme la théorie de l'arbitrage nous enseigne également que $R_{ft}^{-1} = \sum_{s(t)} Z[s(t)]$, il en découle que : $R_{ft}^{-1} = E[U'_t(C_t)/U'_0(C_0)]$, d'où $Y_t = U'_t(C_t)$ pour (2). Ainsi, la variable commune à tous les titres (Y_t) serait déterminée par la consommation moyenne per capita.

Par ailleurs, Rubinstein modifie l'équation (2) en supposant que : la distribution jointe de D_t et C_t suit une normale bivariée pour chacune des dates. En effet, l'auteur démontre que si x_1 et x_2 sont bivariées normales et que $f(x_2)$ est une fonction différentiable de x_2 , alors $COV[x, f(x_2)] = E[f'(x_2)]COV[x, x_2]$. En appliquant ceci à l'équation (2) l'investisseur moyen choisira son niveau de consommation $C_0, C_1, \dots, C_t, \dots$ de telle sorte que pour un titre quelconque :

$$P_0 = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{E[D_t] - \theta_t COV[D_t, C_t]}{R_{ft}}, \quad (3)$$

où $\theta_t \equiv -E[U''_t(C_t)]/E[U'_t(C_t)]$. La formule d'évaluation nous indique que le prix d'un titre peut être estimé en actualisant l'équivalent certain des dividendes au taux sans risque. La correction pour le risque se fait directement au numérateur en réduisant les dividendes espérés en proportion de leur niveau de risque. La mesure de risque est donnée par la covariance entre les dividendes d'un titre et la consommation moyenne per capita.

Finalement, en supposant, entre autres, la stationnarité du taux de croissance de la consommation ($\tilde{g}_t = \tilde{g}$), l'auteur montre comment la formule d'évaluation

peut être plus facilement observable.⁴ Cette dernière n'étant fonction que du rendement du portefeuille de marché (r_m) de D_t et de R_{ft} . C'est à partir de cette formule qu'il peut redériver le modèle de Black et Scholes (sur les options) même si les investisseurs ne transigent qu'à des points discrets dans le temps. Mais ce dernier résultat est moins pertinent pour notre discussion.

Pour notre propre modèle (présenté au chapitre suivant), nous retiendrons principalement du modèle de Rubinstein (1976) les points suivants : l'équilibre sur les marchés financiers est défini sous menace d'arbitrage; il existe un investisseur représentatif qui cherche à maximiser sa fonction d'utilité sous réserve qu'il respecte sa contrainte de richesse; l'investisseur représentatif choisira son niveau de consommation de telle sorte que le prix d'un titre est donné par l'espérance des dividendes actualisés qu'il promet; la covariance entre les dividendes et la consommation est une mesure de risque retenue par Rubinstein (1976); l'hypothèse d'une distribution jointe normale entre la consommation agrégée et les dividendes est avancée par Rubinstein (1976) et procure un théorème que nous utiliserons éventuellement; enfin, la stationnarité temporelle du taux de croissance de la consommation moyenne est également une hypothèse avancée par l'auteur que nous utiliserons éventuellement.

2.1.2. Le modèle de Lucas (1978)

Comme Rubinstein (1976), Lucas (1978) cherche à déterminer le prix à l'équilibre d'un actif financier. Avec Rubinstein (1976), la notion d'équilibre sur les marchés résulte de la constante menace d'arbitrage. Avec Lucas (1978), l'équilibre est walrasien. En fait, son modèle théorique se situe dans une économie d'échange pure, avec un seul bien et des investisseurs identiques. Le bien est offert par

⁴ Le tilde (~) traduit le caractère aléatoire de la variable g_t .

différentes unités productives.⁵ Un actif financier est vu comme un droit à la production d'une de ces unités. Il en résulte que le prix d'un bien à l'équilibre fluctuerait de par son lien à la production, le niveau de cette dernière étant stochastique et incontrôlable.

Plus spécifiquement, le modèle considère une économie où les investisseurs identiques sont représentés par un seul investisseur qui cherche à maximiser la fonction d'utilité espérée ci-dessous :

$$E\left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t)\right], \quad (4)$$

où C_t est la quantité de consommation stochastique du bien produit, β est le facteur usuel d'escompte ($0 < \beta < 1$) et $U(\bullet)$ est la fonction d'utilité courante. Le bien de consommation est produit par n unités. Chaque unité i ($i = 1, 2, \dots, n$) produisant la quantité y_{it} pour la période t , le vecteur de production étant $y_t \equiv (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{nt})$. La production est périssable et exogène. La variable y_t suit un processus de Markov décrit par la fonction de distribution cumulée conditionnelle suivante :

$$F(y', y) = \Pr\{y_{t+1} \leq y' \mid y_t = y\}.$$

À chaque unité productive, on associe un titre parfaitement divisible et échangeable, sur les marchés. Les titres donnent droit à la production périodique de leur unité correspondante. Ils sont échangeables après versement de dividendes (la production) à un prix déterminé par le vecteur $p_t = (p_{1t}, p_{2t}, \dots, p_{nt})$. Les quantités de titres détenus par les investisseurs en début de période sont décrites par le vecteur $z_t = (z_{1t}, z_{2t}, \dots, z_{nt})$ et celles de fin de période par le vecteur x , où $x \leq \mathbf{1} \equiv (1, 1, \dots, 1)$.

⁵ Pour le bien produit, il pourrait s'agir, par exemple, de raisins où l'unité productive est le vignoble.

Pour savoir comment seront déterminés les prix à l'équilibre dans cette économie, on suppose quelques restrictions au niveau des fonctions $U(\bullet)$ et $F(\bullet)$. La fonction d'utilité $U(\bullet)$ est supposée différentiable, bornée, croissante et strictement concave, avec $U(0) = 0$. Pour chacune des valeurs fixes y , la fonction de distribution $F(\bullet, y)$ est continue, avec $F(0, y) = 0$. La fonction de distribution cumulée (non conditionnelle) $\phi(y')$ est supposée stationnaire dans le temps, avec une solution unique pour :

$$\phi(y') = \Pr\{y \leq y'\} = \int F(y', y) d\phi(y).$$

Pour arriver à l'équilibre des marchés, selon Lucas, rappelons que le problème de l'investisseur est de maximiser sa fonction d'utilité espérée, sous contrainte d'épuiser sa richesse au point de décision t . Si la fonction d'utilité espérée est temporellement dissociable (voir l'équation 4), alors, pour chaque niveau de sa richesse W_t au temps t , il existe une solution à son problème et on peut montrer que : $J[W_t] = \text{Max} [U(C_t) + E_t(J[W_{t+1}])]$, où $J[W_t]$ est ce qu'il est convenu d'appeler la fonction d'utilité indirecte de la richesse. Le problème de l'investisseur est donc ramenable par récursion à une seule période, tout comme le problème d'évaluation d'une action, à partir de ses dividendes versés périodiquement, est ramenable sur une seule période. Dans le problème d'évaluation d'une action, le prix espéré de fin de période résume tous les dividendes ultérieurs, alors que dans le problème ci-dessus, la richesse espérée de fin de période résume toute la consommation ultérieure.⁶

Ici, les ressources disponibles (W_t) sont données par : $y \cdot z + p(y) \cdot z$, où $p(y)$ est le vecteur des prix. L'élément $p_i(y_t)$ est une fonction représentant le prix du titre i lorsque la production y_t se réalise. En accord avec la définition générale de

⁶ Voir Ingersoll (1987 p. 235-237).

l'équilibre dans une économie d'échange pure, Lucas (1978, p. 1432) propose la définition ci-dessous de l'équilibre (encadré 2-1).

Il y a équilibre sur le marché si les fonctions $p(y)$ et $v(z,y)$ sont telles que :

(i)
$$v(z,y) = \max_{C,x} \left\{ U(C) + \beta \int v(x,y') dF(y',y) \right\}$$

sous réserve que

$$C + p(y) \cdot x \leq y \cdot z + p(y) \cdot z, \quad C \geq 0, \quad 0 \leq x \leq z',$$

où z' est un vecteur avec des éléments excédant un,

(ii) pour chaque y , $v(\underline{1},y)$ est atteint par $C = \Sigma_i y_i$ et $x = \underline{1}$.

Encadré 2-1 : Définition de l'équilibre selon Lucas (1978, p. 1432).

La condition (i) nous indique, qu'étant donné les mouvements de prix, l'investisseur répartit optimalement ses ressources disponibles entre sa consommation courante C et sa quantité de titres détenus en fin de période, x . La condition (ii) nous indique, quant à elle, que les marchés se vident (*market clearing*), c'est-à-dire que la production sera entièrement consommée et tous les titres seront détenus. À partir de (i), les conditions de premier ordre s'écrivent directement de la sorte :

$$U'(C) p_i(y) = \beta \int \frac{\partial v(x,y')}{\partial x_i} dF(y',y), \quad (i = 1, 2, \dots, n) \quad (5)$$

$$C + p(y) \cdot x = y \cdot z + p(y) \cdot z, \quad (6)$$

avec $C, x > 0$. De plus, si la consommation optimale de la prochaine période (C') est également positive, alors on peut montrer (voir la proposition 2, p. 1433 et p. 1434) que :

$$\frac{\partial v(x, y')}{\partial x_i} = U'(C') [y'_i + p_i(y')]. \quad (i = 1, 2, \dots, n) \quad (7)$$

En introduisant (7) dans (5) il s'ensuit que :

$$U'(C)p_i(y) = \beta \int U'(C') [y'_i + p_i(y')] dF(y, y'), \quad (8)$$

et puisqu'à l'équilibre (condition (ii)) $C = \sum_i y_i$ et $C' = \sum_i y'_i$, alors l'équation centrale du modèle de Lucas se présente de la sorte, lorsque les marchés sont en équilibres :

$$U'(\sum_i y_i)p_i(y) = \beta \int U'(\sum_i y'_i)(y'_i + p_i(y)) dF(y', y) \quad (9)$$

L'utilité marginale de la consommation courante multipliée par le prix courant d'un titre devrait égaler l'espérance de la consommation future multipliée par le revenu attendu du titre. En divisant de chaque côté par $U'(\sum_i y_i)$ le prix à l'équilibre se voit exprimé en fonction de la production, soit :

$$p_i(y) = E \left[\beta \frac{U'(C')}{U'(C)} (y'_i + p_i(y')) \mid y \right]. \quad (9')$$

C'est dans cette mesure que l'on peut avancer que les mouvements des prix à l'équilibre suivent les mouvements stochastiques de la production. Par ailleurs, l'équation (9') nous montre également une formulation usuelle de l'équation d'Euler, à savoir :

$$E\left[\beta \frac{U'(C')}{U'(C)} R_i \mid y\right] = 1, \quad (9'')$$

où R_i est le rendement aléatoire du titre i . Vu sous cet angle l'équation (9'') fait ressortir l'égalité entre le taux marginal de substitution de la consommation et le taux marginal de transformation donné par le rendement du titre i .

En résumé, à partir de ses anticipations quant aux prix futurs et à la distribution $F(y', y)$, puis de sa perception de la fonction de prix $p(y)$, l'investisseur représentatif est en mesure de résoudre son problème de consommation (C) et d'investissement (x). En ce sens, la fonction de prix $p(\bullet)$ détermine les choix (C, x) et le comportement du consommateur. D'un autre côté, pour un choix donné de C et x la condition (ii) (*market clearing*) détermine le prix à l'équilibre. En ce sens, le comportement de l'investisseur et la production déterminent les prix à l'équilibre.

2.1.3. Le modèle de Breeden (1979)

Comme Rubinstein (1976) et Lucas (1978), Breeden (1979) lie l'évaluation des actifs financiers à la consommation des investisseurs. Les deux premiers supposent que les investisseurs sont identiques, alors que Breeden (1979) (tout comme Litzenberger et Breeden, 1978) peut relâcher cette hypothèse.⁷ Son modèle se situe en régime continu et son principal résultat veut que le rendement attendu d'un

⁷ Les deux citations ci-dessous supportent l'idée que, dans la démonstration du CCAPM, Breeden (1979) (tout comme Litzenberger et Breeden, 1978) peut relâcher l'hypothèse voulant que les investisseurs soient identiques: «As a historical note, a consumption-based asset pricing model of the form (7.16.5) was derived by Rubinstein (1976) in a discrete time single economy. Later, Breeden and Litzenberger (1978) derived a similar relation in a complete markets competitive equilibrium with many heterogeneous individuals.» (Huang et Litzenberger, 1988, page 208) «This relation holds for each individuals k and can be aggregated by summing over all individuals...» (Breeden, 1979, page 275). Comme nous le verrons plus loin, la relation mentionnée ici par Breeden réfère à notre équation (18), et le passage des équations (18) à (22') montre bien que le CCAPM de Breeden (1979) se fait dans un contexte où les investisseurs ne sont pas nécessairement identiques.

titre à l'équilibre soit relié linéairement avec son bêta de consommation.⁸ Le modèle unidimensionnel, intertemporel et en régime continu de Breeden peut être vu comme une variante du CAPM de Sharpe (1964) et Lintner (1965). De plus, l'ensemble des bêtas (non identifiés) de la relation multidimensionnelle proposée par Merton (1973) serait résumé par ce seul bêta.⁹

D'ailleurs, la description ci-dessous de l'économie de Breeden s'inspire fortement de celle de Merton (1971 et 1973). On suppose que les investisseurs transigent en continu et sans entrave quant aux ventes à découvert. Leur perception concernant les probabilités associées aux états de la nature sont identiques. L'investisseur k ($k = 1, 2, \dots, k$) reçoit un salaire y^k et détient un niveau de richesse W^k qu'il répartit entre un portefeuille de titres risqués et un titre sans risque. Le vecteur w^k ($A \times 1$) représente les proportions de la richesse associées aux A titres risqués. La proportion w^{k_0} ($= 1 - 1'w^k$) est celle investie dans le titre offrant un rendement sûr, r . (Ici le caractère gras souligne une notation matricielle.)

Le prix P_a du titre a ($a = 1, 2, \dots, A$) est aléatoire et varie avec le vecteur s ($S \times 1$) représentant les S variables d'état. Le rendement du titre a suit un processus en régime continu pouvant être décrit par l'équation différentielle stochastique suivante :

$$\frac{dP_a}{P_a} = \mu_a(s, t)dt + \sigma_a(s, t)dz_a \quad (10)$$

⁸ Le bêta de consommation d'un titre, dans le modèle de Breeden, est égal à la covariance entre le rendement du titre et le taux de croissance de la consommation agrégée, divisée par la variance du taux de croissance de la consommation agrégée.

⁹ Les bêtas d'un titre dans le modèle de Merton, peuvent être associés à ceux d'une régression multiple où l'on cherche à expliquer les rendements à partir de plusieurs variables d'états. Un bêta particulier mesure la sensibilité des rendements d'un titre à une variation d'une de ces variables.

($a = 1, 2, \dots, A$), où μ_a et σ_a sont respectivement l'espérance et l'écart-type du rendement du titre a au temps t si le vecteur s se réalise. La variable z_a représente un processus de Wiener avec une espérance nulle et une variance unitaire.¹⁰ (Plus loin, les vecteurs μ , r et z contiennent respectivement les variables: μ_a , r et z_a).

Chaque investisseur k est censé maximiser la fonction d'utilité espérée suivante:

$$E_t \left[\int_t^T U^k(C^k[t], t) dt \right], \quad (11)$$

sujet à la contrainte de budget ci-dessous :

$$dW^k = [w^k(\mu - r) + r] W^k dt + (y^k - C^k) dt + W^k w^k \sigma dz, \quad (12)$$

où $U^k(C^k[t], t)$ est la fonction d'utilité de l'investisseur k liée à sa consommation $C^k[t]$ au temps t et σ est la matrice diagonale ($A \times A$) des écarts-types de rendements.¹¹

À chaque instant, l'investisseur k choisit un niveau de consommation C^k et un portefeuille de titres décrit par $w^k W^k$. Selon Merton (1973, p. 875-876) les conditions de premier ordre indiquent que :

$$U_c^k(C^k, t) = J_w^k(W^k, s, t) \quad (13)$$

et

$$w^k W^k = (-J_w^k / J_{ww}^k) V_{aa}^{-1} (\mu - r) - V_{aa}^{-1} V_{as} (J_{sw}^k / J_{ww}^k) \quad (14)$$

¹⁰ Le vecteur s peut également être décrit par une équation semblable à (10).

¹¹ Voir Merton (1971), p. 378-380, pour une justification de la contrainte de budget (équation 12).

où $J^k(W^k, s, t)$ représente la fonction d'utilité indirecte de la richesse de l'investisseur k au temps t , V_{as} la matrice ($A \times S$) des covariances entre les A rendements et les S variables d'état, puis V_{aa} la matrice ($A \times A$) des covariances de rendement.¹² La condition (13) montre que l'utilité marginale de la consommation doit être égale à l'utilité marginale indirecte de la richesse lorsqu'il y a optimalité, tandis que la condition (14) donne le choix du portefeuille d'actifs financiers.

Jusqu'ici, l'analyse du problème de consommation est identique à celle présentée par Merton (1973). Afin de faire ressortir l'importance de la fonction de consommation optimale de l'investisseur k , $C^k(W^k, s, t)$, Breeden mentionne que de (13) : $J_{w_s}^k = U_{cc}^k C_s^k$ et $J_{w_w}^k = U_{cc}^k C_w^k$. En définissant $T^k = -U_c^k / U_{cc}^k$, alors l'équation (14) peut être réécrite de la sorte :

$$w^k W^k = (T^k / C_w^k) V_{aa}^{-1} (\mu - r) - V_{aa}^{-1} V_{as} (C_s^k / C_w^k) \quad (15)$$

et en prémultipliant (15) par $C_w^k V_{aa}$ on a :

$$w^k W^k C_w^k V_{aa} = T^k (\mu - r) - V_{as} C_s^k, \quad (16)$$

ou encore :

$$T^k (\mu - r) = V_{aW^k}^k C_w^k + V_{as} C_s^k, \quad (16')$$

où $V_{aW^k}^k$ est le vecteur des covariances entre les rendements des titres et un changement dans la richesse de l'investisseur k .

Pour résumer l'ensemble des variables d'état à partir uniquement de la consommation, on recourt au lemme d'Ito. En effet, à partir du lemme, on peut

¹² Les indices au bas de J , U et plus loin C , dénotent les dérivées partielles.

réduire l'équation (16') puisque le vecteur des covariances entre les rendements et le taux de croissance de la consommation (V_{ac^k}) est donné par l'équation suivante :

$$V_{ac^k} = V_{aw^k} C_w^k + V_{as} C_s^k, \quad (17)$$

ce qui représente le côté droit de (16'), d'où :

$$T^k (\mu - r) = V_{ac^k}, \quad (18)$$

ou bien :

$$T^k (\mu_a - r) = \text{COV}[r_a, dC^k]. \quad (a = 1, 2, \dots, A) \quad (18')$$

Cette relation tient pour tous les investisseurs et peut être agrégée par sommation de chaque côté pour les K investisseurs, ce qui donne :

$$T(\mu_a - r) = \text{COV}[r_a, dC] \quad (19)$$

où $T \equiv \sum_k T^k$ et C est la consommation agrégée ($C \equiv \sum_k C^k$). En divisant de chaque côté par C, la relation s'exprime à partir du taux de croissance instantané (g) de la consommation agrégée, soit :

$$(T/C) (\mu_a - r) = \text{COV}[r_a, g]. \quad (20)$$

Pour un certain portefeuille (qu'il soit celui du marché (m), ou parfaitement corrélé avec la consommation agrégée), on peut également écrire, après manipulations, que :

$$C/T = (\mu_m - r) / \text{COV}[r_m, g] \quad (21)$$

et en insérant l'équation (21) dans (20) on a :

$$\mu_a - r = (\mu_m - r) \text{COV}[r_a, g] / \text{COV}[r_m, g]. \quad (22)$$

Finalement, en divisant de chaque côté par la variance instantanée du taux de croissance de la consommation agrégée ($V[g]$) on trouve que :

$$\mu_a - r = (\mu_m - r)(\beta_{ac}/\beta_{mc}) \quad (a = 1, 2, \dots, A),$$

(22')

où β_{ac} ($\equiv \text{COV}[r_a, g]/V[g]$) et β_{mc} ($\equiv \text{COV}[r_m, g]/V[g]$) sont respectivement les bêtas de consommation du titre a et du portefeuille m .

L'équation (22') représente la relation rendement-risque prédite par le modèle de consommation. Elle montre que le rendement excédentaire attendu d'un titre est proportionnel à son risque, mesuré par son bêta de consommation. Selon Breeden (1979), il s'agirait d'une simplification considérable par rapport au modèle à plusieurs bêtas de Merton. Dans notre projet de thèse, nous cherchons simplement à démontrer qu'il existe également une relation similaire (ou complémentaire) au niveau du rendement en dividendes.

2.2. LES TESTS EMPIRIQUES DU CCAPM

À partir des travaux des trois auteurs précédents, on peut en tirer les trois prédictions testables suivantes : 1) le prix d'un titre égale la valeur actualisée attendue de son revenu multipériodique¹³ (Rubinstein, 1976) ; 2) en moyenne le facteur d'accumulation $(1+r)$ d'un titre, est l'inverse du taux marginal de substitution interpériodique de consommation (TMS) de son détenteur et donc leur produit attendu $E[(1+r) \text{TMS}]$ est 1 (l'équation d'Euler de Lucas, 1978) et 3) le

¹³ De façon récursive, la prédiction de Rubinstein équivaut à montrer que le prix d'un titre (P_0) égale la valeur actualisée de son flux monétaire total ($D_1 + P_1$) attendu en fin de période [$P_0 = \text{TMS}(D_1 + P_1)$], mais cette dernière implication serait difficilement testable, du moins si l'on se fie à la revue des tests empiriques du CCAM présentée dans cette section (2.2.), où, à notre connaissance, aucun test directement relié à cette implication n'a jamais été réalisé. Intuitivement, ceci s'explique sans doute par le fait qu'ici, le prix de fin de période doit être connu avant d'évaluer celui de début de période!

rendement espéré du titre est relié linéairement à son bêta de consommation¹⁴ (Breedeen, 1979). Les tests empiriques du CCAPM cherchent à vérifier ces prédictions. En conformité avec ces dernières, ils sont classés ci-dessous en trois catégories, soient : 1) *les tests du modèle d'actualisation des dividendes*; 2) *les tests de l'équation d'Euler* ; et 3) *les tests de la relation rendement-risque*.

2.2.1. Les tests du modèle d'actualisation des dividendes

Dans cette section, nous discutons des études empiriques qui traitent de la prédiction suivante du CCAPM :

$$P_t = E_t \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{U'_{t+\tau}(C_{t+\tau})}{U'_t(C_t)} D_{t+\tau}, \quad (23)$$

où, lorsqu'on suppose une fonction d'utilité dite temporellement dissociable (ou additive), P_t est le prix du titre au temps t , $D_{t+\tau}$ son dividende versé au temps $t+\tau$ ($\tau = 1, 2, \dots$), $U'_{t+\tau}$ l'utilité marginale de l'investisseur représentatif au temps $t+\tau$ ($\tau = 0, 1, 2, \dots$), $C_{t+\tau}$ la consommation agrégée au temps $t+\tau$ ($\tau = 0, 1, 2, \dots$) et E_t l'espérance conditionnelle à l'information disponible au temps t .¹⁵

En fait, ces études cherchent plutôt à mesurer l'efficience des marchés financiers et sont habituellement associées aux nombreux tests sur la volatilité des prix des actions. Comme il ne s'agit pas de tests directs du CCAPM et qu'il existe déjà (voir Fama 1991, p. 1586) d'excellentes revues des écrits sur le sujet, notre discussion sera brève.

À l'origine, les tests de volatilité des marchés s'appuient sur le fait que les prix observés varient beaucoup dans le temps, alors que les dividendes varient

¹⁴ Dans un monde à une période, la prédiction de Breedeen équivaut au CAPM.

¹⁵ La notation sera maintenue dans cette section (2.2).

relativement peu.¹⁶ Puisque les prix seraient fonction des dividendes, il y aurait là un signe d'irrationalité des investisseurs et donc d'inefficience des marchés financiers. Les premiers tests de volatilité sont révélateurs à ce sujet. Ils supposent que le facteur d'actualisation des dividendes (ρ) est constant, d'où le modèle suivant (voir Lee, Myers et Swaminathan, 1999) :

$$P_t = E_t \sum_{t=1}^{\infty} \rho^t D_{t+t} . \quad (24)$$

Évidemment, il est impossible de savoir si un prix donné est consistant avec le modèle, puisque les dividendes prévus par les investisseurs, ainsi que l'information dont ils disposent, ne sont pas observables. Quoi qu'il en soit, on peut vérifier si, en moyenne, la variabilité des prix est consistante avec le modèle, ou que :

$$V[P_t] \leq V[P_t^*] . \quad (25)$$

où P_t^* représente le prix donné par la sommation du côté droit de l'équation (24). En effet, selon Shiller (1981), si l'on définit un terme d'erreur u_t tel que $u_t = P_t^* - P_t$ et que l'on suppose que u_t est non corrélé avec P_t , alors $V[P_t^*] = V[u_t] + V[P_t]$. Comme la variance ne peut être négative, on doit donc avoir l'inégalité présentée par l'équation (25). Les premiers tests rejettent cette inégalité. Le modèle (24), basé sur un taux d'actualisation constant des dividendes, serait beaucoup moins variable que les prix observés.

Certains diront que les prix peuvent varier même avec des dividendes constants si le taux d'actualisation change dans le temps. Pour répondre à cette critique, Grossman et Shiller (1981) utilisent le modèle d'actualisation des dividendes fourni par le CCAPM (équation 23) où le facteur d'actualisation est

¹⁶ On associe souvent les noms de Grossman et Shiller (1981) aux tests de volatilité des marchés.

stochastique et représente le taux marginal de substitution entre la consommation future de chacune des périodes et la consommation courante.

Pour tester le modèle, les auteurs supposent que la fonction d'utilité, U , peut être exprimée à partir d'une fonction à puissance, soit :

$$U = \sum_{\tau=0}^{\infty} U_{t+\tau}(C_{t+\tau}) = \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^{\tau} \frac{C_{t+\tau}^{1-\alpha}}{1-\alpha}, \quad 0 < \beta < 1, \alpha > 0 \quad (26)$$

où β est le facteur d'escompte usuel et α est l'aversion relative au risque (*relative risk aversion* = RRA = α). Ici, l'utilité marginale provenant de la consommation au temps $t+\tau$ est égale à :

$$U'_{t+\tau}(C_{t+\tau}) = \beta^{\tau} C_{t+\tau}^{-\alpha} \quad (27)$$

et le facteur d'actualisation stochastique est défini à partir du facteur de croissance de la consommation agrégée, à savoir :

$$U'_{t+\tau}(C_{t+\tau}) / U'_t(C_t) = \beta^{\tau} (C_{t+\tau} / C_t)^{-\alpha}. \quad (27')$$

Toutefois, le modèle est également rejeté par Grossman et Shiller, tout comme par Campbell et Shiller (1988) et plus récemment par Cochrane (1992). La première prédiction du CCAPM ne serait donc pas observée jusqu'à maintenant.

2.2.2. Les tests de l'équation d'Euler

Dans cette sous-section, nous traitons des tests liés à la seconde prédiction du CCAPM (l'équation d'Euler). Ils visent directement à tester le CCAPM et représentent une contribution indéniable.

2.2.2.1. La fonction d'utilité temporellement dissociable

Rappelons que sous l'hypothèse d'une fonction d'utilité temporellement dissociable et indépendante des états de la nature, Lucas (1978) montre que :

$$E_t \left[\frac{U'_{t+1}(C_{t+1})}{U'_t(C_t)} R_{j,t+1} - 1 \right] = 0, \quad (28)$$

où $R_{j,t+1}$ est le rendement (un plus le taux de rendement) du titre j sur une période. Cette prédiction est d'abord testée par Hansen et Singleton (1982). Dans leur étude, ils supposent la même fonction d'utilité que Grossman et Shiller (1981), soit celle exprimée à partir d'une fonction à puissance (équation 26). Avec cette spécification, l'équation à tester est la suivante :

$$E_t \left[\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\alpha} R_{j,t+1} - 1 \right] = 0. \quad (29)$$

Leur test est basé sur la méthode des moments généralisée (dite *Generalized Method of Moments*, ou GMM) développée par Hansen (1982). La GMM est une méthode économétrique qui s'applique à tout modèle statistique présentant des conditions de la sorte (Kan et Zhou, 1999) :

$$E_t [\mu_{j,t+1}] = 0 \quad (j = 1, 2, \dots, J), \quad (30)$$

où $\mu_{j,t+1}$ est le terme résiduel du modèle. L'un des attraits du GMM est qu'il permet de tester un modèle à partir d'une seule valeur (le χ^2) sans aucune hypothèse concernant la distribution *a priori* des variables. Il faut noter cependant que selon Gallant (1987), cet estimateur varie avec le choix des variables instrumentales et qu'il existe un grand nombre de variables pouvant jouer ce rôle. Notons aussi que selon Ferson et Foerster (1994), l'écart type des paramètres obtenus avec la GMM

de Hansen (1982) est biaisé dans un échantillon fini, et que ce biais s'avère plus important dans un échantillon de faible taille.

Pour illustrer l'utilisation de la GMM, Hansen et Singleton (1982) testent l'équation d'Euler, sous sa forme (29), où le résidu $\mu_{j,t+1}$ est égal à : $\beta(C_{t+1}/C_t)^{-\alpha} R_{j,t+1} - 1$ et le vecteur des paramètres contient les éléments β et α . Deux mesures de la consommation sont considérées : les biens non durables et les biens non durables avec services. Les observations mensuelles de la consommation agrégée proviennent de la Federal Reserve Board. Chaque mesure de la consommation est reliée avec deux mesures de rendement du portefeuille d'actions de la bourse de New York et de trois industries particulières. Les rendements sont ajustés pour l'inflation. Enfin, le vecteur des instruments est formé à partir des valeurs décalées (*lagged values*) de la consommation et des rendements.

Dans l'ensemble, l'estimation de $(-\alpha)$ se situe entre -0.9993 et -0.3502, puis celle de β entre 0.9422 et 0.9995, soient des valeurs théoriquement cohérentes dans la mesure où selon l'équation (26), $0 < \beta < 1$ et $\alpha > 0$ ¹⁷. Quant à la statistique obtenue par le χ^2 elle démontre que le modèle devrait être rejeté. La seconde prédiction du CCAPM n'est donc pas soutenue par Hansen et Singleton (1982).

Dans un second article, Hansen et Singleton (1983) testent également l'équation d'Euler, donnée par la fonction d'utilité à puissance. Toutefois, leur test est basé sur une toute autre procédure. Cette dernière repose, entre autres, sur l'hypothèse d'une distribution jointe lognormale de la consommation avec les rendements. En gros, l'idée est d'effectuer une linéarisation de l'équation d'Euler puis de la tester à partir du maximum de vraisemblance (MV). Au total les tests présentent une faible évidence contre le modèle, lorsque les rendements sont ceux

¹⁷ Rappelons que β représente le paramètre d'escompte de la consommation future, alors que le α mesure l'aversion pour le risque.

du portefeuille de marché de la bourse de New York. En revanche, lorsque les rendements sont ceux de trois actions particulières, le modèle est totalement non significatif. Il en va de même avec les rendements sur les bons du Trésor américains. Les observations empiriques de Hansen et Singleton (1983) ne supportent donc pas vraiment le CCAPM avec la fonction d'utilité puissance.

Le modèle n'est pas moins malmené par l'étude de Mehra et Prescott (1985), traitant de ce qu'il est convenu d'appeler l'énigme de la prime liée aux actions (*the equity premium puzzle*). En effet, selon les auteurs, la prime (ou le rendement excédentaire) des actions américaines est trop élevée pour être expliquée par le CCAPM. Leur argumentation s'appuie sur l'équation d'Euler (équation 29), laquelle implique directement que le prix d'un titre j au temps t (P_{jt}) est égal à :

$$P_{jt} = E_t \left[\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\alpha} (P_{j,t+1} + D_{j,t+1}) \right] \quad (31)$$

où $D_{j,t+1}$ est le dividende versé du même titre. À partir de différentes valeurs plausibles de α et β , l'idée est de vérifier si le rendement excédentaire théorique du marché, colle à la réalité observée. Comme la valeur théorique la plus élevée de $(R_e - R_f)$ est égale à 0.35% et que le rendement excédentaire moyen des actions américaines pour la période 1889-1978 est de 6.18%, les auteurs en concluent que le CCAPM ne peut prédire adéquatement le comportement des marchés financiers américains.¹⁸

¹⁸ Mentionnons dès maintenant que les récents résultats de Hlawitschka et Tucker (1995) supportent l'énigme des primes des actions, mais leur étude n'est pas directement reliée aux tests de l'équation d'Euler. Selon eux, si les investisseurs répartissent leur richesse selon le modèle classique de moyenne-variance et qu'ils basent leur estimation sur les données empiriques, alors la proportion investie dans les actions devrait être très élevée. Ceci supporterait l'idée que les actions offrent un rendement excédentaire extrêmement fort par rapport à leur niveau de risque.

2.2.2.2. Formation des habitudes de consommation et durabilité des biens

Pour certains auteurs, la restriction imposée par l'hypothèse d'une fonction d'utilité temporellement dissociable dans le temps pourrait expliquer le rejet du CCAPM. Dans leurs travaux, ils introduisent l'indissociabilité dans la fonction d'utilité afin de modéliser l'effet de la *formation des habitudes* de consommation et de la *durabilité des biens*. La formation des habitudes veut que la consommation passée d'un investisseur ait un effet positif sur son utilité marginale de la consommation courante. À l'inverse, la durabilité des biens achetés antérieurement aurait un effet négatif sur l'utilité marginale d'un achat courant.

Les auteurs connus pour avoir travaillé sur la formation des habitudes de consommation sont les suivants : Sundaresan (1989), Abel (1990), Constantinides (1990) puis Detemple et Zapatero (1991). Selon Campbell (1993, p. 29), le modèle d'Abel (1990) «... captures the idea in a simple discrete-time framework». Ce dernier suppose que la fonction d'utilité d'un investisseur s'exprime de cette façon :

$$U_t = \sum_{\tau=0}^{\alpha} \beta^{\tau} \frac{(C_{t+\tau} / v_{t+\tau})^{1-\alpha}}{1-\alpha}, \quad 0 < \beta < 1, \alpha > 0, \quad (32)$$

où v_t résume l'influence de la consommation passée sur l'utilité courante, soit :

$$v_t = [C_{t-1}^B \bar{C}_{t-1}^{1-B}]^{\gamma}, \quad \gamma \geq 0, B \geq 0, \quad (33)$$

où \bar{C}_{t-1} est la consommation moyenne de l'ensemble de l'économie et C_{t-1} celle de l'investisseur.¹⁹ Si $\gamma = 0$, alors $v_t = 1$ et la fonction d'utilité est additive dans le temps. Si $\gamma > 0$ et $B = 0$, alors la valeur v_t dépend seulement de la consommation moyenne antérieure. L'auteur appelle cette situation: «catching up with the

¹⁹ Detemple et Zapatero (1991) généralisent le cadre théorique avec un modèle en temps continu.

Joneses».²⁰ Finalement, si $\gamma > 1$ et $B = 1$, alors la valeur v_t dépend seulement de la consommation antérieure de l'investisseur. Il s'agit du modèle avec formation des habitudes.

Lorsque $B > 0$, la dérivation de l'équation d'Euler se complique légèrement par le fait que la consommation au temps t affecte également la valeur v_{t+1} de la prochaine période, soit :

$$\frac{\partial U_t}{\partial C_t} = [1 - \beta\gamma B(C_{t+1}/C_t)^{1-\alpha} (v_t/v_{t+1})^{1-\alpha}] (C_t/v_t)^{1-\alpha} (1/C_t) \quad (34)$$

À l'équilibre, l'ensemble de la production (Y_t) est consommée. Comme il n'y a qu'un seul titre, Y_t est son dividende. De plus, puisque tous les investisseurs sont identiques, alors : $C_t = \bar{C}_t = Y_t$, $g_{t+1} \equiv Y_{t+1}/Y_t = C_{t+1}/C_t = \bar{C}_{t+1}/\bar{C}_t$ et $v_{t+1}/v_t = g_t^\gamma$. En partant de l'équation (53), et en supposant que la croissance (g_{t+1}) est stationnaire dans le temps, l'auteur montre comment les rendements attendus peuvent être déterminés uniquement à partir de la variable g et des paramètres β , α , γ et B (la dérivation, aux pages 39 et 40, s'inspire de celle de Mehra et Prescott, 1985). Connaissant $E[g] = 0.018$ et $\sigma[g] = 0.036$ (Mehra et Prescott, 1985), puis supposant une distribution lognormale pour g , ou une chaîne de Markov à 2 points, Abel est donc en mesure de calculer le rendement attendu du titre risqué (R_s) et du titre sûr (R_B).

Ainsi pour $\gamma = 0$, les différentes valeurs prises par α ($\alpha = 0.5, 1, 6$ et 10) montrent que l'écart entre R_s et R_B est toujours très inférieur à la moyenne historique.²¹ Ce qui tend à confirmer les observations de Mehra et Prescott. Pour $\gamma = 1$, $B = 0$ et $\alpha = 6$ l'écart entre R_s et R_B s'avère près de la moyenne historique, mais la

²⁰ L'expression *catching up with the Joneses* reflète l'idée que la consommation d'un investisseur est influencée par celle du voisin (les Joneses).

variance de R_B est trop élevée pour prétendre que l'énigme est résolue. De même, lorsque $\gamma = 1$ et $B = 1$, il est possible de trouver une valeur de α où l'écart entre R_s et R_B est raisonnable, mais cet écart est extrêmement sensible à une variation de α (par exemple pour $\alpha = 2.06$: $R_s = 8.43$ et $R_B = 1.93$, tandis que pour $\alpha = 1.14$: $R_s = 38.28$ et $R_B = 0.93$). L'énigme subsiste donc, nonobstant Abel (1990).

On s'approche davantage de la résolution avec Constantinides (1990). Son modèle supposerait que le niveau de subsistance de la consommation soit une somme pondérée exponentielle de la consommation passée. De cette modélisation des habitudes de consommation, il en résulterait un «*wedge*» entre le coefficient d'aversion relatif au risque (RRA) et le niveau d'élasticité intertemporel de la consommation. Ainsi, pour la moyenne (μ) et la variance de la croissance de la consommation (σ^2), le modèle serait en mesure de générer des valeurs qui se rapprochent des observations empiriques, et ceci avec un niveau de coefficient RRA aussi peu élevé que 2.81.²²

Quant aux auteurs rattachés à la *durabilité des biens*, on note principalement Dunn et Singleton (1986), puis Eichenbaum et Hansen (1990). Ferson et Constantinides (1991), Heaton (1993) et Heaton (1995), pour leur part, traitent à la fois de la *formation des habitudes* de consommation et de la *durabilité des biens*.

Selon Dunn et Singleton (1986) l'indissociabilité de la fonction d'utilité et la durabilité des biens sont des facteurs importants dans l'explication de la structure à terme des taux d'intérêt. Leur modèle suppose la fonction d'utilité suivante :

²¹ Le paramètre β est fixé à 0.99.

²² Sundaesan (1989) avait déjà démontré que la valeur de α générée par un modèle tenant compte des habitudes de consommation, était inférieure à celle générée par un modèle avec additivité dans le temps.

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{(C_t^* d_t^{(1-\delta)})^{1-\alpha}}{1-\alpha}, \quad 0 < \delta < 1 \quad (35)$$

où C_t^* est le service que procure la consommation au temps t des biens classés non-durables, d_t^* est son équivalent pour les biens durables et δ est un paramètre représentant les préférences. Le service que procure C_t^* est censé être déterminé à partir de la consommation passée, soit :

$$C_t^* = b_0 C_t + b_1 C_{t-1} + b_2 C_{t-2} + \dots + b_m C_{t-m} \quad (36)$$

où C_t est l'acquisition au temps t du bien non-durable avec $b_j \geq 0$ pour tout j et $b_0 = 1$. Dans le même ordre d'idée :

$$d_t^* = \theta [(1 - \theta)d_{t-1} + (1 - \theta)^2 d_{t-2} + \dots] \quad (37)$$

où d_t est l'acquisition au temps t du bien durable et θ est la proportion du bien consommé.

Pour tester l'équation d'Euler, relié au modèle, les auteurs supposent un seul délai ($C_t^* = C_t + bC_{t-1}$, etc.) et estiment les paramètres β , α , δ , b et $(1 - \theta)$ à partir de la procédure décrite par le GMM de Hansen et Singleton (1982).²³

Les résultats montrent que leur modèle est plus performant que celui restreint par l'additivité dans le temps des préférences. Mais l'introduction de la indissociabilité ne serait pas suffisante pour réconcilier les observations empiriques et le CCAPM. Bref, l'équation d'Euler est également rejetée par Dunn et Singleton (1986).

Quant à Ferson et Constantinides (1991), ils étudient les effets de la *durabilité des biens* et de la *formation des habitudes* sur l'utilité de la consommation. En

particulier, ils cherchent à vérifier si un effet domine l'autre. Leur modèle peut être présenté de la sorte.

Au temps zéro, l'investisseur représentatif veut maximiser la fonction d'utilité suivante :

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{\bar{C}_t^{1-\alpha}}{1-\alpha} \quad (38)$$

où (comme pour Dunn et Singleton, 1986), \bar{C}_t dépend de la consommation courante et passée, soit tel que :

$$\bar{C}_t = \sum_{\tau=0}^{\infty} b_{\tau} C_{t-\tau}; b_0 = 1, \sum_{\tau=1}^{\infty} b_{\tau} \leq 1; |b_{\tau}| < 1; \tau \geq 1.$$

Lorsque b_{τ} ($\tau \geq 1$) est négatif, l'effet de la consommation courante sur l'utilité marginale de la consommation subséquente est positive. On dit alors qu'il y a formation des habitudes de consommation. Avec une valeur positive de b_{τ} ($\tau \geq 1$) l'effet est inversé et on dit qu'il y a durabilité.

À partir de l'équation (38), les auteurs montrent comment l'équation d'Euler s'exprime en fonction du paramètre b_{τ} , soit :

$$E_t \left[\sum_{\tau=1}^{\infty} \beta^{\tau} (C_{t+\tau} / C_t)^{\alpha} (b_{\tau-1} R_{t+1,j} - b_{\tau}) - 1 \right] = 0. \quad (39)$$

Ainsi, avec un seul délai pour C_t , Ferson et Constantinides sont en mesure d'estimer les paramètres β , α et b_1 . Il ressort de leur étude empirique que le modèle

²³ S'intéressant à la structure à terme des taux d'intérêt, les auteurs utilisent uniquement les bons du Trésor (avec quatre échéances) comme titres.

avec indissociabilité dans le temps n'est pas rejeté et que l'effet des habitudes de consommation domine celui de la durabilité ($b_1 < 1$).²⁴

Dans la même veine, en utilisant des données sur les biens durables, les observations de Heaton (1993) montrent qu'il y a de fortes évidences en faveur de la *formation des habitudes* sur le flux de services que procure le bien. Son étude subséquente (Heaton 1995) montre que le modèle avec indissociabilité est plus performant (empiriquement) que celui de la pure additivité.

2.2.2.3. Les autres tests de l'équation d'Euler

Plusieurs autres avenues peuvent être considérées pour expliquer le rejet de l'équation d'Euler avec la fonction d'utilité temporellement dissociable.

Par exemple, la fonction d'utilité à puissance veut que l'élasticité intertemporelle de substitution (σ), soit l'inverse du coefficient relatif d'aversion pour le risque (α). Comme il n'est pas évident que ces deux concepts doivent être reliés de la sorte, Weil (1989) et Epstein et Zin (1991) proposent un modèle qui brise le lien entre α et σ . Leur modèle est basé sur la fonction d'utilité récursive de Kreps et Porteus (1978). «Malheureusement», Weil (1989) observe que cela n'est pas suffisant pour résoudre l'énigme de Mehra et Prescott (1985). Qui plus est, un second énigme émergerait de son étude, soit (p. 415) : «... (*why the risk-free rate so low?*)»²⁵ Quant à l'étude empirique de Epstein et Zin (1991), elle montre que les tests du modèle sont très sensibles aux choix de la mesure du bien de consommation et des variables instrumentales.

²⁴ Il faut noter que ce résultat varie avec le choix des variables instrumentales.

²⁵ Notons que l'énigme du taux sûr attribué habituellement à Weil (1989), avait déjà été soulevée par Mehra et Prescott (1985; p. 158): «The equity premium puzzle may not be why was the average equity return so high but rather why was the average risk-free rate so low.»

De plus, la fonction d'utilité peut concerner la consommation d'un bien inséparable. Par exemple, une fonction d'utilité du type Cobb-Douglas permet d'écrire :

$$U_c(C_t, L_t) = C_t^\alpha L_t^\theta \quad \alpha < 0, \theta < 0 \quad (40)$$

où L_t est un bien quelconque et θ un paramètre. L'équation d'Euler s'écrit alors de cette façon :

$$E_t \left[R_{j,t+1} \beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^\alpha \left(\frac{L_{t+1}}{L_t} \right)^\theta \right] = 1. \quad (41)$$

Toujours à partir de la GMM, Eichenbaum, Hansen et Singleton (1988) estiment l'équation précédente en définissant L_t comme étant le loisir. Au total, cette variable additionnelle n'accroîtrait pas l'aptitude du CCAPM à expliquer les faits empiriques.

Ferson et Harvey (1992), pour leur part, prétendent qu'il y a des raisons de croire que l'ajustement saisonnier des données sur la consommation pourrait fausser les résultats et expliquer le rejet de l'équation d'Euler. De fait, l'ajustement saisonnier des données est basé sur la moyenne des achats passés et futurs (les données sont révisées). Mais les achats futurs ne peuvent, selon les auteurs, procurer de l'utilité dans la période courante. Ils mentionnent, entre autres (p. 511) : «*Obviously, one does not purchase goods at seasonally adjusted prices.*» C'est ainsi que dans leur étude empirique le modèle est testé avec des données non ajustées pour la saison. Les résultats indiquent que le modèle avec séparabilité dans le temps de la fonction d'utilité est rejeté même avec des données non ajustées. Par contre, le modèle avec indissociabilité (semblable à celui de Ferson et Constantinides, 1990) n'est pas rejeté. Il fonctionnerait même très bien, selon les auteurs (p. 550) : «*The results for the model with seasonal non separability are especially striking: the right tail p-*

value of the goodness-of-fit tests are greater than 0.9, while at the same time the parameter estimates are reasonable and statistically significant.»²⁶

Pour ce qui est de Campbell (1993), il souligne que la piètre performance du CCAPM (sur le plan empirique) peut être due aux données sur la consommation.²⁷ Il mentionne, entre autres, que la consommation agrégée est mesurée avec erreur. De plus, elle constitue possiblement une mauvaise approximation de la consommation des participants aux marchés financiers, lesquels ne représentent qu'une fraction de la population (Mankiw et Zeldes 1991; Heaton et Lucas 2000). En réaction à cela, Campbell cherche à sortir la consommation du CCAPM afin d'obtenir un modèle d'équilibre qui relirait le rendement espéré du titre aux covariances entre les rendements du même titre et les variables d'états qui déterminent la consommation. Il en résulterait un modèle intertemporel d'équilibre général écrit sous une forme pouvant être testée par les méthodes traditionnelles reliées au CAPM et à l'APT (Asset Pricing Theory).²⁸

De son côté, Lucas (1994) essaie de résoudre le casse-tête de Mehra et Prescott (1985) à partir de certaines imperfections de marchés. Selon l'auteure, la faible variabilité observée de la consommation agrégée expliquerait le casse-tête. En effet, la variabilité de la consommation investisseuse est sans doute plus élevée que celle de la consommation agrégée puisque dans un marché imparfait les changements inattendus de revenu salarial ne peuvent être entièrement atténués par un prêt, ou une liquidation d'actifs financiers, s'il existe des contraintes au niveau des emprunts et des ventes à découvert. C'est ce qui amène l'auteure à considérer un modèle sans agent représentatif et tenant compte des imperfections

²⁶ Les paramètres dont parlent les auteurs sont les α , β et b de l'équation (38), tandis que le p -value concerne la statistique de χ^2 associé à la GMM et au test de l'équation d'Euler.

²⁷ L'idée que la consommation agrégée puisse être mesurée avec erreur fut également reprise par Campbell, Lo et Mackinlay (1997), de même que par Koedijk, Kool et Nissen (1998).

mentionnées ci-dessus. Toutefois, il semblerait que même avec un accès limité, les investisseurs atténuent les écarts de revenu par leurs transactions sur les marchés des capitaux. Ainsi, l'exercice qui consiste à calibrer les paramètres «à la Mehra et Prescott» montre que le modèle reproduit (empiriquement) les mêmes résultats que celui avec un seul agent représentatif. Lucas en conclut que le casse-tête de Mehra et Prescott (1985) est robuste, même face à d'importantes sources d'imperfections de marchés.

Dans la même veine, les imperfections de marchés retenues par He et Modest (1995) concernent les restrictions sur les ventes à découvert, les contraintes d'emprunts, les coûts de transactions et les contraintes de solvabilité. Leur méthodologie est basée sur les travaux de Hansen et Jagannathan (1991), lesquels démontrent comment trouver la borne minimale de la variance du facteur d'actualisation stochastique (m). C'est-à-dire que pour chaque moyenne de m , on dérive sa variance minimum, ce qui nous donne une région dans laquelle devrait se trouver l'estimation de m . Il s'agit simplement d'un test de diagnostic. Quoiqu'il en soit, les résultats de He et Modest indiquent qu'aucune des imperfections prises investisseuriellement expliquerait le rejet de l'équation d'Euler, alors qu'une combinaison des trois premières empêcherait le rejet du modèle. Cependant, tel que souligné par l'auteur, ce dernier résultat serait limité par la nature exploratoire du test.

2.2.3. Les tests de la relation rendement-risque

Il s'agit, dans cette section, de résumer les principaux tests rattachés à la relation rendement-risque prédite par le CCAPM. Ces tests peuvent être vus comme une variante de ceux liés au CAPM standard.

²⁸ Campbell (1993a) ne présente pas d'étude empirique dans son article.

Pour tester ce dernier, rappelons-le, il faut d'abord obtenir les rendements réalisés de chacun des titres j ($R_j ; j = 1, 2, \dots, J$) et du portefeuille de marché (R_m), ainsi que les estimations correspondantes du risque usuel bêta ($\beta_{mj} \equiv \text{COV}[R_j, R_m] / V[R_m] ; j = 1, 2, \dots, J$). Puis il faut estimer la régression linéaire suivante :

$$R_j = a_0 + a_1 \beta_{mj} + \varepsilon_j \quad (42)$$

où a_0 devrait se rapprocher du titre sans risque (R_f) et a_1 de $(R_m - R_f)$, tandis que ε_j est le terme résiduel. C'est du moins la procédure et la notation qu'utilisent Mankiw et Shapiro (1986).

En fait, le test du CAPM représente un aspect secondaire pour les auteurs. L'objectif premier est plutôt de tester le CCAPM et de le comparer avec le CAPM standard. Leur étude repose avant tout sur la prédiction centrale du modèle de Breeden (1979), laquelle établit qu'il existe une relation linéaire et positive entre le rendement espéré d'un titre et son risque, mesuré par son bêta de consommation (équation 22'). L'estimation de la relation nécessite donc, entre autres, de connaître le taux de croissance de la consommation agrégée réalisée. Ainsi, pour tester le CCAPM il «suffit» de calculer le bêta de consommation de chacun des titres j ($\beta_{cj} \equiv \text{COV}[R_j, C_1/C_0] / \text{COV}[R_m, C_1/C_0], j = 1, 2, \dots, J$) et, à la manière des tests sur le CAPM, d'estimer la régression linéaire ci-dessous :

$$R_j = a_0 + a_2 \beta_{cj} + \varepsilon_j, \quad (43)$$

où a_2 devrait être positif et β_{cj} est la variable.²⁹ De plus, afin de comparer les deux mesures de risque Mankiw et Shapiro estiment une troisième régression, soit :

$$R_j = a_0 + a_1 \beta_{mj} + a_2 \beta_{cj} + \varepsilon_j. \quad (44)$$

²⁹ Le choix de cette méthode de calcul du bêta de consommation a pour but de normaliser la moyenne à 1.

Leur échantillon est composé des 464 entreprises qui ont continuellement enregistré des échanges sur le parquet de la Bourse de New York entre 1952 et 1982. Les rendements calculés sont sur une base trimestrielle. Ceux du marché sont obtenus de l'indice composite du *Standard and Poor's*. La consommation agrégée est mesurée à partir des données sur la consommation des biens non durables et des services fournis par le *National Income Accounts*. Chaque régression est estimée à l'aide de trois méthodes statistiques : *Ordinary Least Squares (OLS)*, *Weighted Least Squares (WLS)* et *Generalized Least Squares (GLS)*.

Pour la régression sur le CAPM standard (l'équation 42), les résultats indiquent que la pente (le paramètre a_1) est positive, significative et d'une taille raisonnable.³⁰ De plus, le R^2 est de 22%. Ces résultats supportent donc le CAPM standard. Pour la régression avec le bêta de consommation (l'équation 43), les résultats sont plutôt défavorables au CCAPM. Avec les procédures OLS et WLS le paramètre a_0 est positif mais trop élevé par rapport à R_t . Avec la procédure GLS a_0 est même négatif. Quant à la pente de la régression (le paramètre a_2) elle est positive mais la faiblesse du R^2 (= 7%) témoigne de la précarité de la relation. Finalement, lorsqu'on régresse les rendements à partir des deux mesures de risque (l'équation 44), il s'avère que la variable β_{cj} est totalement non significative, alors que la variable β_{mj} l'est. La mesure appropriée du risque systématique apparaît donc être le bêta usuel plutôt que le bêta de consommation. Ces résultats vont dans le même sens que ceux de Chen, Roll et Ross (1986). Leur régression avec plusieurs facteurs montrent que le bêta de consommation n'a pas de pouvoir explicatif sur les rendements observés.

³⁰ La constante de la régression sur le CAPM standard (le paramètre a_0) n'est pas significativement différente de 1% (à un seuil de 5%). Comme il s'agit de rendement réel cela n'est pas en contradiction avec le modèle.

Par ailleurs, dans leur article sur le test du CCAPM, Breeden, Gibbons et Litzenberger (1989) débutent en redérivant la relation rendement-risque en temps discret. Leur dérivation est simple et c'est en s'inspirant de celle-ci que nous présenterons, dans le prochain chapitre, une des dérivations possibles de la version dividende du CCAPM.

La dérivation des auteurs suppose, en premier lieu, que le rendement du titre j entre $t-1$ et t (R_{jt}) est une fonction linéaire de la croissance de la consommation agrégée ($g_t = C_t/C_{t-1}$) plus un terme résiduel (e_{jt}). Le terme résiduel espéré est censé être nul et non corrélé avec la consommation agrégée. Ces conditions, combinées avec l'hypothèse d'un bêta de consommation et d'un alpha non conditionnel et constant, impliquent que:

$$R_{jt} = \alpha_{cj} + \beta_{cj}g_t + e_{jt} \quad (45)$$

avec $E[e_{jt}] = 0$ et $E[e_{jt}g_t] = 0$, où $\beta_{cj} \equiv \text{COV}[R_{jt}, g_t]/V[g_t]$, $\alpha_{cj} = \mu_j - \beta_{cj}E[g_t]$ et $\mu_j \equiv E[R_{jt}]$.

Pour le portefeuille z (avec un bêta de consommation nul) on a :

$$R_{zt} = \gamma_0 + e_{zt} \quad (46)$$

avec $E[e_{zt}] = 0$, $E[e_{zt}g_t] = 0$ et $\gamma_0 \equiv E[R_{zt}]$. Ensuite, sachant que l'équation d'Euler peut également s'écrire de la sorte :

$$E[(R_{jt} - R_{zt})U_t'(C_t)/U_{t-1}'(C_{t-1})] = 0 \quad (47)$$

les auteurs utilisent une approximation des séries de Taylor pour démontrer que:

$$E[(R_{jt} - R_{zt})(1 - bg_t)] = 0, \quad (48)$$

où b est le coefficient d'aversion relatif au risque. En substituant les côtés droits des équations (45) et (46) dans (47), on obtient cette version du CCAPM :

$$\mu_j = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{c_j} \quad (49)$$

avec $\gamma_1 \equiv bV[g_t]/[1 - bE(g_t)]$. Selon les auteurs, cette version du CCAPM se prête bien à l'étude empirique effectuée.

Il est important de noter que dans cet article on s'attarde notamment aux problèmes économétriques reliés aux mesures de la consommation. De même, on cherche à faire la comparaison avec le bêta usuel (estimé par le rendement moyen des actions de la bourse de New York figurant sur le CRSP). Mais ici, notre intérêt porte davantage sur l'évaluation empirique de l'équation (49) faite à partir du bêta de consommation.

Ainsi, pour estimer l'équation (49) et le CCAPM, on calcule les rendements réalisés de 17 portefeuilles. Le premier représente les bons du Trésor américains, les trois suivants des obligations américaines et le dernier l'indice du marché (CRSP). Les douze autres, sont des portefeuilles composés d'actions obtenues du CRSP et regroupant les firmes d'un même secteur (*Petroleum, Construction, etc.*). Le regroupement est fait à partir des deux premiers éléments de leur numéro «SIC». Pour chaque portefeuille ($j = 1, 2, \dots, 17$) le bêta de consommation correspondant (β_{c_j}) est évalué à partir d'une transformation du taux de croissance de la consommation espérée, soit à partir de la régression suivante :

$$R_{jt} = \alpha_{c_j} + \beta_{c_j} g'_t + e_{jt} \quad (50)$$

où g'_t est ajusté par la moyenne (g).³¹ Dans ces conditions, le rendement moyen (μ_j) égale α_{c_j} .³² Ainsi, la relation théorique décrite par l'équation (49) peut être estimée de cette manière :

³¹ L'ajustement est le suivant: $g'_t \equiv g_t - g$. De plus, les hypothèses relatives à μ_{jt} sont les mêmes qu'à l'équation 45.

³² Ceci est facile à voir puisqu'en moyenne g'_t égale zéro.

$$\alpha_{cj} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{cj} . \quad (51)$$

L'estimation des α_{jc} et des β_{jc} est faite à l'aide de régressions linéaires (équation 50) portant sur la période 1929-1982. La méthode est celle des «OLS». L'estimation de γ_0 et γ_1 est faite par la méthode de *full maximum likelihood* présentée par Shanken (1985).

Les résultats indiquent que le paramètre γ_0 , lequel est censé donner une approximation de R_z , est près de zéro. Comme il s'agit de rendement réel, cette observation est consistante avec la version du CCAPM utilisant le titre sans risque. De plus, en conformité avec le CCAPM, le paramètre γ_1 est positif et significatif pour toutes les sous-périodes examinées. Finalement, la relation entre les rendements moyens observés et les bêtas serait linéaire. Les travaux de Breeden, Gibbons, et Litzenberger (1989) supporteraient donc la relation rendement-risque prédite par le CCAPM.

Ces résultats sont conformes à ceux de Wheatley (1988). Son étude repose sur le modèle de Hansen et Singleton (1983) et suppose que l'investisseur représentatif a une aversion pour le risque constante et que la distribution jointe de la consommation agrégée et des rendements des titres est lognormale. Rappelons que selon Hansen et Singleton (1983), le rendement espéré continu composé d'un titre est proportionnel à la covariance entre ses rendements et la croissance de la consommation.

Les données utilisées dans la recherche vont de février 1959 à décembre 1981 et sont sur une base mensuelle. Deux mesures de la consommation sont utilisées. La première vient des biens non durables, la seconde des biens non durables et des services. Le modèle est testé en utilisant les rendements sur les bons du Trésor et les obligations du gouvernement américain, les obligations privées américaines et 40 portefeuilles contenant des actions. Ces derniers sont formés de la façon

suivante. À chaque année le premier 2.5% des titres avec les rendements les plus élevés des cinq dernières années compose le premier portefeuille, le deuxième 2.5% compose le second portefeuille, etc. La méthode économétrique utilisée est celle du maximum de vraisemblance. Au total, l'estimation de la relation entre les rendements moyens et les bêtas de consommation montre qu'on ne peut rejeter le CCAPM.

2.3. CONCLUSION DU CHAPITRE II

Toutes lectures faites, la théorie sous-tendant le CCAPM nous apparaît très solide. Sur le plan empirique toutefois, le modèle a moins de succès. Les tests basés sur l'actualisation des dividendes (section 2.2.1.) débouchent sur le rejet quasi total du CCAPM. Ceux pratiqués à partir de l'équation d'Euler (section 2.2.2.) donnent des résultats plutôt défavorables au modèle. D'abord, les tests qui supposent que la fonction d'utilité est temporellement dissociable et indépendante des états de la nature s'avèrent fortement négatifs. Puis, plusieurs avenues sont empruntées pour généraliser les tests. On cherche, par exemple, à lier la consommation avec les loisirs ou à introduire l'indissociabilité temporelle de la fonction d'utilité ou encore à tenir compte de certaines imperfections du marché. Seule l'introduction de la formation des habitudes de consommation aide semble-t-il à résoudre la fameuse énigme de la surprime des actions. Pour ce qui est des tests de la relation entre le rendement total et le risque du CCAPM (section 2.2.3.), leurs résultats sont plutôt mitigés. On observe une relation positive et linéaire entre les rendements réalisés et les bêtas de consommation, mais ceux-ci perdent tout pouvoir explicatif dès que les tests les conjuguent aux bêtas classiques.

Visiblement, la solidité théorique du CCAPM appelle de meilleurs tests empiriques. On note, par exemple, qu'en général les tests de l'équation d'Euler s'appuient sur la GMM et que leurs résultats semblent trop sensibles aux variables instrumentales choisies (Gallant 1987; Ferson et Constantinides, 1991, p. 216). De

plus, les données sur la consommation agrégée ne seraient pas vraiment fiables, du moins, selon les arguments de Campbell, Lo et Mackinlay (1997) et de Koedijk, Kool et Nissen (1998, p. 224). Enfin, il apparaît difficile de relier une variable aussi stable que la croissance de la consommation agrégée (Lucas, 1994), à une variable aussi instable que le rendement des actions. Dans ce marécage, selon Fama (1991, p. 1599), les bêtas classiques estimeraient mieux indirectement les bêtas de consommation que les mesures directes disponibles.

Nous sommes donc d'accord avec une méthodologie à la Campbell (1993b, 1996) qui évacue la consommation agrégée des tests du CCAPM. Toutefois, nous avons développé la nôtre à partir de notre version dividende du CCAPM, le sujet du chapitre IV.

CHAPITRE III

LA QUESTION DU LIEN DIVIDENDE-RISQUE

3.1. INTRODUCTION AU CHAPITRE III

En finance, la relation positive entre le rendement total d'un actif financier et son risque constitue un paradigme dominant. Le CCAPM (Consumption Capital Asset Pricing Model) en offre une variante. Comme pour la relation rendement-risque, celle entre le rendement en dividendes et le risque a également été soulignée en finance. Mais la primauté accordée au concept «large» du rendement (englobant revenus et plus-value) sur son sens étroit (restreint au revenu produit) a fait en sorte que moins de chercheurs se sont intéressés à la dernière relation.

L'un de nos objectifs est de modéliser la relation rendement en dividendes-risque à partir d'un cadre théorique solide. Avant de présenter et de tester notre modèle nous allons, dans ce chapitre, résumer le plus efficacement possible les divers courants de recherche se rattachant à la question des dividendes depuis 1950. En particulier, nous résumerons les écrits des divers auteurs qui se sont penchés sur l'effet des décisions de dividendes sur la valeur de la firme (section 3.2), puis de la relation dividende-risque (section 3.3), avant d'apporter notre conclusion (section 3.4).

3.2. DIVIDENDES ET VALEUR DE LA FIRME

3.2.1. Les écrits classiques

L'effet de la politique de dividende sur la valeur de la firme est un concept qui a beaucoup évolué au cours des dernières années. Un acquis demeure : une action vaut ses flux monétaires futurs actualisés. En contexte unipériodique, sachant le taux de rémunération, k , du marché, le dividende attendu, D_1 , et le prix futur de l'action à $t=1$, P_1 , on a donc que :

$$P_0 = (D_1 + P_1) / (1+k) \quad (1)$$

où P_0 représente le prix courant de l'action¹. Comme P_1 est fonction de D_2 et de P_2 , P_2 de D_3 et P_3 , on a également, par récurrence, que le titre vaut tous ses dividendes actualisés, soit :

$$P_0 = \sum_{t=1}^{\infty} D_t / (1+k)^t \quad (2)$$

Cette équation représente le résultat de base concernant les dividendes et l'évaluation des actions. La politique de dividende semble donc, en théorie, un facteur essentiel à la valorisation des actions sur le marché. En pratique cependant, l'équation (2) nécessite l'estimation de la séquence de tous les dividendes qui seraient versés jusqu'à l'infini. Mais, puisque « l'éternité », c'est long, surtout vers la fin... »², il est plus simple de supposer que le niveau des dividendes va croître à

¹ Notons que l'équation (1) figure (sous diverses formes) dans la plupart des manuels traitant de la théorie financière de base (voir par exemple Charest, Lusztig et Schwab, 1990). Il s'agit d'une description très générale du prix d'un titre, où les caractéristiques associées de la variable k ne sont pas nécessairement associées au CCAPM. Quel que soit, le modèle, on peut tout de même mentionner que la variable k doit être telle que : $[1/(1+k)] < 1$, si l'on accepte que la valeur actuelle d'une promesse de recevoir un dollar dans le futur soit inférieure à un.

² Woody Allen.

un taux constant, g , qui, grâce aux propriétés d'une progression géométrique, se réduit de cette façon :

$$P_0 = D_1 / (k-g) \quad \text{avec } k > g \quad (3)$$

On reconnaît ici le modèle dit de Gordon. Pris à la lettre, le modèle indique que, toutes choses égales par ailleurs, le prix d'une action est directement lié aux dividendes. Selon Lintner (1956) toutefois, il est probable que dans son évaluation d'une action le marché considère d'autres facteurs, en plus des dividendes. Un de ces facteurs est le bénéfice par action (BPA).

De fait, l'auteur considère que, dans la mesure où le dividende constitue une affectation du résultat de l'exercice, il croit opportun d'étudier la relation entre le BPA et le dividende par action, D_t . Son modèle suggère que le manager lisse le dividende comme suit :

$$\Delta D_t = a + c(D_t^* - D_{t-1}) + e_t \quad (4)$$

où ΔD_t représente la variation observée du dividende par action d'une année sur la précédente, D_t^* le dividende cible ($D_t^* = b^* \text{BPA}_t$), b^* le ratio de distribution cible des bénéfices par action, c le coefficient de vitesse d'ajustement du dividende à la croissance du bénéfice, a l'ordonnée à l'origine et e_t le terme d'erreur. Dans ce modèle, D_t^* correspond à celui qu'on verserait en l'absence du lissage pratiqué, soit la fraction b^* du BPA observé, d'où par substitution on a :

$$D_t = a_0 + a_1 \text{BPA}_t + a_2 D_{t-1} + e_t \quad (5)$$

où $a_1 = b^*c$ et $a_2 = 1-c$.³ La régression des données annuelles de 1918 à 1941 démontre que le modèle explique 85% des variations des dividendes. Le bénéfice

³ Notons que Marsh et Merton (1987) ont également examiné l'évolution des dividendes dans le temps. À la différence de Lintner (1956) ils prirent le dividende agrégé et la variation de l'indice

semble donc un facteur important dans l'explication des dividendes et par conséquent, de la valeur d'une action. Son étude démontre également que la politique de dividende ne se traduit pas par un ratio de distribution stable mais plutôt par un versement de dividendes stables.

C'est d'ailleurs la stabilité observée du dividende qui pousse Gordon (1959, 1963) à prétendre que la valeur d'une firme est fonction de sa politique de dividende. L'auteur soutient que l'investisseur priserait davantage les versements réguliers de dividendes plutôt que les gains en capital aléatoires. Il exigerait, par conséquent, un rendement plus élevé pour les firmes versant peu de dividendes. La prime de risque se traduirait par une progression continue du taux exigé à chacune des périodes. La politique de dividende influencerait ainsi le prix de l'action, et ce dernier serait d'autant plus élevé que la firme verserait dans l'immédiat de généreux dividendes.

Cette vision des choses, n'est toutefois pas soutenue par Miller et Modigliani (1961). Selon eux, les investisseurs se soucieraient peu que leurs revenus proviennent de dividendes ou de gains en capital. Pour démontrer leur proposition, les auteurs supposent que les marchés financiers sont parfaits, c'est-à-dire qu'il n'y a pas d'impôts ou coûts de transaction, que l'information est gratuitement disponible pour tous, et qu'aucun investisseur n'est en mesure d'imposer ses prix. Il suppose également que la politique d'investissement est fixée au départ selon ses propres critères d'optimalité.

La question pertinente est donc de savoir s'il vaut mieux verser moins de dividendes afin d'augmenter le financement interne ou plus de dividendes en recourant à plus de financement externe (par émission d'actions). Étant donné que dans un marché parfait l'investisseur peut être financé (au même coût), au moyen

de prix du NYSE comme mesure de changement permanent des bénéfices. Leurs résultats indiquent que la variation de prix est annonciatrice d'une variation des dividendes pour la

de l'une ou l'autre de ces sources, la valeur de la firme ne dépend pas de sa politique de dividende. Elle dépendrait plutôt de la distribution des flux d'exploitation futurs provenant de la décision d'investissement. Plus précisément,

les auteurs montrent que la valeur de la firme, V_t , est égale à :

$$V_t = (X_{t+1} - I_{t+1} + V_{t+1}) / (1+k) \quad (6)$$

où X_{t+1} , I_{t+1} et V_{t+1} représentent respectivement le bénéfice total, l'investissement et la valeur de la firme à $t+1$. Puisque les dividendes n'apparaissent pas dans l'équation (6), Miller et Modigliani concluent que la politique de dividende est non pertinente.

3.2.2. Fiscalité et dividendes

Dans un monde où le gain en capital recevrait un traitement préférentiel, les propositions de Miller et Modigliani sont cependant moins évidentes. En effet, avant les premières réformes, le gain en capital jouissait d'un net avantage, par rapport au versement en dividendes, puisque celui-ci n'était pas sujet à l'impôt sur le revenu. C'est la raison pour laquelle Brennan (1970) intègre la fiscalité des produits dans son modèle d'équilibre des actifs financiers. Celui-ci repose sur le Capital Asset Pricing Model (CAPM) de Sharpe (1964) et Lintner (1965), selon lequel, le rendement espéré d'un actif financier, $E(R_i)$, est égal au taux d'intérêt sans risque, R_f , augmenté d'une prime de risque elle-même proportionnelle au risque systématique de l'action, β_i , soit :

$$E(R_i) = R_f + (E(R_m) - R_f) \beta_i \quad (7)$$

Dans cette expression, $E(R_m)$ représente le taux de rendement espéré du portefeuille de marché. En supposant que le taux d'imposition sur les dividendes est unique, t_d , et supérieur à celui sur le gain en capital, t_g , Brennan en arrive à identifier la relation d'équilibre de la façon suivante :

$$E(R_i) = R_f + (E(R_m) - R_f - T (d_m - R_f)) \beta_i + T (d_i - R_f) \quad (8)$$

où d_i et d_m sont respectivement les rendements en dividendes (D_1/P_0) du titre i et du marché, tandis que : $T = (t_d - t_g) / (1 - t_g)$. L'équation (7) signifie que le rendement avant impôt attendu des actions avec un rendement en dividendes élevé est supérieur à celui des actions avec un faible rendement en dividendes. Litzenberger et Ramaswamy (1979) parviennent à une conclusion similaire en tenant compte du fait que l'imposition des revenus des investisseurs est progressive. Pour tester leur modèle, et indirectement celui de Brennan, Litzenberger et Ramaswamy (L & R) utilisent le modèle de régression ci-dessous :

$$(R_{it} - R_{ft}) = a_0 + a_1 \beta_{it} + a_2 (d_{it} - R_{ft}) + e_{it} \quad (9)$$

où a_0 , a_1 et a_2 sont les paramètres de régression correspondant tandis que e_{it} est le terme d'erreur. Leur étude porte sur des observations mensuelles puisées dans le fichier CRSP («Center for Research on Security Prices») de l'Université de Chicago et cotées de janvier 1936 à décembre 1977. Il y a donc indice que l'inégalité fiscale (dividende versus gain) influe la rentabilité des actions et que l'investisseur en exige plus, ou moins, selon que l'action offre un excédent de rendement en dividendes ($d_{it} > R_{ft}$), ou un déficit.⁴

⁴ Bien d'autres travaux empiriques confirment l'existence d'une relation positive entre les rendements observés et leur taux de rendement en dividendes. Pour une synthèse des résultats, voir le tableau 4.5 de la page 111 d'Albouy et Dumontier (1992). Voir également Gajewski, (1997, tableau 1, p. 104).

Toutefois, Miller et Scholes (1982) montrent, que lorsqu'on estime le modèle ci-dessus avec le rendement en dividendes observé douze mois avant celui du rendement total, alors le coefficient a_2 ne s'avère plus significatif. Selon eux, les dividendes affectent la valeur des actions essentiellement parce qu'ils véhiculent de l'information sur les perspectives d'avenir des firmes. Lorsqu'on neutralise cette variable, l'effet final disparaît.

Ébranlés par Miller et Scholes, les auteurs rappellent (L&R, 1982) avec une série de tests pour corriger à leur façon l'effet d'information. Toutes leurs régressions indiquent que le coefficient a_2 est positif et statistiquement significatif, ce qui les amènent à maintenir leur interprétation.

Comme, les investisseurs sont inégalement imposés sur les dividendes et gains, il est raisonnable d'attendre qu'une politique de plus, ou moins, de dividendes attire une clientèle d'investisseurs en conséquence. Cette hypothèse de clientèle fiscale a été bien plus souvent soutenue que rejetée dans les très nombreuses études boursières (voir Gajewski, 1997) postérieures au premier apport marquant dans le dossier, celui d'Elton et Gruber (1970). Leur modèle veut que le cours de l'action chute du montant de dividende versé si le même taux d'impôt s'applique au dividende et au gain ($t_d = t_g$) en l'absence de frais de transaction. La richesse d'un actionnaire sera alors identique, qu'il ait vendu son titre avant le point ex-dividende à P_{av} , ou après à P_{ap} . D'où le ratio classique H, permettant d'inférer t_d , connaissant t_g , soit :⁵

$$(P_{av} - P_{ap}) / D = (1 - t_d) / (1 - t_g) = H \quad (10)$$

Pour tester l'effet de clientèle, il suffit de regrouper les actions en fonction de leur taux d'imposition sur les dividendes (obtenus par l'équation 10), de calculer leur

⁵ Avec un achat ayant été fait à P^* , la vente cum-dividende à P_{av} , laisse une richesse de $P_{av} + (P_{av} - P^*) (1 - t_g)$. La vente ex-dividende à P_{ap} laisse $P_{ap} + D(1 - t_d) - (P_{ap} - P^*) (1 - t_g)$. L'une égalant l'autre, on a, en simplifié : $(P_b - P_a) / D = (1 - t_d) / (1 - t_g) = H$.

rendement en dividendes respectifs et de voir si le rendement en dividendes diminue avec les taux d'imposition. Puisque c'est exactement ce qu'ils observent, Elton et Gruber en concluent qu'il y a bel et bien un effet de clientèle.

Miller et Scholes (1978), quant à eux, soulignent que le raisonnement lié au désavantage fiscal des dividendes, ne tient que s'il est admis que les investisseurs n'ont aucun moyen d'échapper à l'imposition des dividendes. Ils ont en effet remarqué qu'aux États-Unis, les actionnaires peuvent aisément échapper à l'imposition des dividendes. Pour neutraliser fiscalement le versement de dividendes, l'actionnaire n'a qu'à emprunter un certain montant et investir cette somme dans un placement sans risque qui verse un intérêt non imposable, comme une assurance vie par exemple. Ainsi, sans modifier son niveau de risque, l'investisseur évite l'imposition des dividendes. Les auteurs estiment que tout investisseur soucieux de maximiser ses revenus agira ainsi, si bien que l'impact de la fiscalité sur les distributions de dividendes ne peut être que négligeable. Opinion que ne partage pas Bhattacharya (1979), puisque ce dernier considère le désavantage fiscal des dividendes comme le coût de l'activité de signalisation des dirigeants vers les investisseurs.

3.2.3. La valeur informative du dividende

Pour Bhattacharya dans une situation où les marchés financiers sont caractérisés par un déséquilibre informationnel entre les demandeurs de capitaux (les dirigeants qui possèdent l'information) et les offreurs de capitaux (les investisseurs en quête d'informations), il est possible que les premiers utilisent les dividendes pour renseigner les seconds sur les perspectives d'avenir de la firme. Une hausse des dividendes serait interprétée comme le signe que les bénéfices anticipés sont suffisamment élevés pour rencontrer le paiement des dividendes sans augmenter la probabilité de faillite. De fait, bien des études, tant américaines

que canadiennes (Charest, 1978, 1980; Adjaoud, 1984; etc), révèlent la réaction boursière attendue.

Pour que ce mécanisme soit efficace, il doit cependant être suffisamment contraignant pour interdire toute émission de mauvais signaux et garantir la fiabilité de l'information transmise. Le signal doit être coûteux et l'émission de mauvais signaux doit être pénalisée afin que les dirigeants d'entreprises peu rentables ne soient pas incités à laisser croire le contraire de manière à tirer profit de la surévaluation momentanée que pourrait entraîner l'activité de signalisation erronée.

Selon l'auteur, l'impôt versé sur les dividendes représente le coût du signal, tandis que le financement nécessaire pour payer les dividendes des firmes avec un bénéfice inférieur au versement, représente la pénalité liée à l'émission de mauvais signaux. Il en résulte que l'effet de signalisation positif des dividendes sur la valeur de la firme sera accompagné d'un effet fiscal négatif et une pénalité de financement pour la mauvaise firme, d'où la possibilité d'une politique de dividende optimale.

Par la suite, quelques auteurs se sont inspirés du modèle de signalisation de Bhattacharya, mais ont modifié la nature du coût de signalisation. En effet, à partir de l'article de Miller et Scholes (1978) (lequel a été écrit à peu près en même temps que celui de Bhattacharya (1979)), il semble moins évident de prétendre que le dividende est pénalisé fiscalement. De plus, les différentes réformes, tant au Canada qu'aux États-Unis, ont réduit l'avantage fiscal du gain en capital sur les dividendes en imposant les plus-values. C'est ainsi que Bhattacharya (1980) modifie son modèle en supposant que le coût de signalisation n'est qu'indirect. Il réside dans la perte de valeur que peut subir l'entreprise, les investisseurs réajustant périodiquement cette valeur en fonction de l'écart entre le bénéfice déclaré et le bénéfice signalé par le dividende. Pour Miller et Rock (1985), le coût de

signalisation réside dans le coût d'opportunité résultant de l'abandon de certains projets à valeur actuelle nette positive. Quoi qu'il en soit, tous ces modèles concluent que la bonne firme trouvera profit à signaler sa performance en majorant son dividende.

3.2.4. La théorie de l'agence

Par ailleurs, selon la théorie de l'agence de Jensen et Meckling (1978), le manager (l'agent) préfère maximiser sa propre satisfaction avant celle des actionnaires. Il peut donc être amené à profiter de sa situation privilégiée au sein de la firme en s'octroyant des revenus supplémentaires sous forme pécuniaire (sur-salaires) ou non pécuniaire (avantage de toutes sortes sur le lieu de travail), qu'on assimile à des coûts dits d'agence.

L'endettement toutefois peut réduire ces coûts, parce qu'il élève le risque de faillite et force le manager à serrer sa gestion. Or cet endettement est favorisé par le versement de dividendes puisqu'il réduit l'autofinancement. D'où un premier effet d'atténuation des coûts d'agence par le dividende. Le second effet vient du marché qui force le manager à émettre des actions et à se soumettre, du même coup, à un contrôle de ses activités.

Selon Jensen (1986), une firme qui verse des dividendes distribue une fraction accrue de ses flux dégageables. Ce faisant, l'occasion s'amointrit pour le manager de dissiper la valeur de la firme et réduit par conséquent les coûts d'agence.

Cependant, lorsque la firme verse des dividendes, elle doit également tenir compte du coût fiscal qui y est associé (essentiellement le différentiel d'imposition, s'il y a, entre dividendes et plus-values en capital) et des coûts de transaction liés à l'émission de titres nouveaux. Alors que les coûts associés au versement de dividendes augmentent avec le taux de distribution de bénéfice, les coûts d'agence

des fonds propres sont d'autant plus faibles que le taux de distribution est élevé. La politique de dividende optimal est donc celle qui minimise la somme de ces coûts.

Finalement, dans son étude empirique, Sédzro (1992) vise à établir si la théorie du signal explique mieux que la théorie de l'agence la réaction boursière aux majorations du dividende sous trois formes : la hausse du dividende régulier, le rachat d'actions et le versement d'un dividende spécial. Au total, ces résultats indiquent que les majorations multiformes de dividende reflètent plus un souci d'atténuer les coûts d'agence qu'un effort de signalisation (voir aussi Sédzro et Bernier, 1992). De telles études comparatives sont rares et mériteraient qu'on s'y consacre davantage.

3.3. ÉCRITS SUR LA RELATION DIVIDENDE-RISQUE

L'intuition admise veut qu'une firme moins risquée verse plus de dividendes, toute égalité ailleurs. Il s'agit ici, de voir quelle relation entre le rendement restreint aux dividendes et le risque peut-on justifier à partir des écrits sur le sujet.

3.3.1. Les premières observations

Les premières constatations sur le sujet proviennent des nombreuses études empiriques qui montrent une relation inverse entre le ratio de distribution et le risque (Beaver, Kettler et Scholes (1970), Jahankhani et Morgan (1980), Rozeff (1982) et autres). Elles proviennent aussi des observations portant sur la relation entre le rendement en dividendes et le risque.

C'est ainsi que Pettit (1977) teste l'effet de clientèle relié à la politique de dividende, en examinant les portefeuilles de 914 individus entre 1964 et 1970. Il avance que les titres avec un faible rendement en dividendes sont préférés par les

investisseurs ayant un haut revenu, par les jeunes investisseurs, par les investisseurs dont les taux d'imposition sur le revenu et le gain en capital diffèrent substantiellement et finalement par les investisseurs avec un portefeuille dont le risque systématique est élevé. Les résultats démontrent, entre autres, qu'il existe une forte relation négative entre le rendement en dividendes et le risque systématique puisque le coefficient de régression correspondant s'élève à -0.21 avec une statistique t de -16.03.

Selon Baskin (1989), il existe certains raisonnements qui peuvent expliquer une relation inverse entre le rendement en dividendes et la volatilité des cours et indirectement les observations ci-dessus. D'abord, une action avec un fort rendement en dividendes aurait une durée plus courte et serait moins sensible aux fluctuations des taux exigés. Ensuite, le niveau de dividende permettrait aux investisseurs de mieux cerner les bénéfices futurs de la firme et, du même coup, sa valeur. Étant plus confiants face à une firme qui verse des dividendes, les investisseurs réagiraient sobrement devant une information erratique, d'où une plus grande stabilité des cours. En particulier, à partir du modèle de Gordon, il montre que l'élasticité du prix par rapport au taux de rendement exigé (r) est fonction du rendement en dividendes, soit :

$$-(dP_t / dr) / (P/r) = r / (D_{t+1} / P_t) \quad (11)$$

Il en conclut que toute égalité ailleurs, le rendement en dividendes et le niveau de volatilité sont reliés négativement. Cette prédiction se voit confirmée à l'aide d'une étude empirique portant sur la période 1967-1988. La corrélation négative entre la variance des rendements et le rendement en dividendes pour les 2309 observations est de -0.643 et statistiquement significative. Notons que le modèle de Baskin est basé sur celui de Gordon, lequel repose sur un cadre théorique très simple qui ne tient nullement compte de l'incertitude.

L'étude de Johnson (1991) va également dans le sens de celle de Baskin (1989). Johnson examine la relation entre le dividende et la volatilité du prix des actions ordinaires à partir du concept de la durée. L'une des hypothèses qu'il teste est qu'une action de type « revenu », ou « stable » (celle qui offre de généreux dividendes avec un faible taux de croissance) est moins sensible aux variations de taux d'intérêt et donc moins volatile, qu'une action « moyenne ». Comme son étude empirique montre que la volatilité du « TSE Utility Index » (représentant les actions de type « revenu ») est effectivement plus faible que celle du « TSE-300 » (représentant les actions moyennes), l'auteur en conclut que son hypothèse est vérifiée.

3.3.2. Les modèles de signalisation et la relation dividende-risque

Eades (1982) modifie le modèle de signalisation de Bhattacharya (1979) en supposant que la fonction de distribution des flux, $f(D^*)$, (pour un niveau de dividende : D^*) suit une loi normale de moyenne M et de variance V . Si $F(D^*)$ est la fonction de distribution cumulée des flux, il montre que la dérivée première s'exprime ainsi :

$$\delta D^* / \delta V = -(1/4) f(D^*) / F(D^*) \quad (12)$$

Comme $f(D)$ et $F(D)$ sont strictement positives, la quantité est négative. Ceci signifie que le dividende optimal et la variabilité du flux (le risque) sont négativement corrélés. De plus, l'auteur arrive à montrer que la dérivée seconde se présente de la sorte :

$$\frac{\delta^2 D^*}{\delta M \delta \sigma^2} = \left(\frac{1}{4} \right) \left(\frac{1}{B\sigma^2} \right) \frac{f(D^*)}{F(D^*)} (D^* - M) \quad (13)$$

où B est un paramètre positif. On voit que lorsque D^* est inférieur à M , la dernière équation est négative. L'interprétation qu'en fait Eades est que deux firmes qui

attendent un même niveau de flux monétaire (M), mais qui n'affichent pas des niveaux de risque (σ^2) semblables, devraient se signaler par des montants de dividendes (D^*) différents. La firme la plus risquée aurait besoin d'une moins forte variation de son dividende pour se signaler et bénéficierait donc d'un effet d'annonce plus important que la moins risquée. C'est ce que l'auteur appelle l'hypothèse de la force relative du signal (« relative signaling strength hypothesis »).

Pour vérifier empiriquement son modèle, l'auteur procède en deux parties. Dans la première, il teste la relation négative dividende-risque, tandis que dans la seconde il teste l'hypothèse de la force relative du signal. La relation dividende-risque est testée à l'aide de deux modèles de régression, l'un reliant le rendement en dividendes moyen de la firme (DY_j) avec son bêta usuel (β_j), l'autre y ajoutant également son écart type des rendements (ou « own variance », OV_j), soit :

$$\tilde{D}Y_j = \alpha_0 + \alpha_\beta \tilde{\beta}_j + \tilde{\varepsilon}_j \quad (14)$$

$$\tilde{D}Y_j = \alpha_0 + \alpha_\beta \tilde{\beta}_j + \alpha_{ov} \tilde{OV}_j + \tilde{\varepsilon}_j \quad (15)$$

où α_0 , α_β et α_{ov} sont les paramètres de régression et ε_j le terme d'erreur habituel. Comme les variables β_j et OV_j sont deux mesures de risque, le signe attendu des paramètres α_β et α_{ov} devrait être négatif.

Afin de calculer DY_j , OV_j et β_j , l'auteur constitue un échantillon de données sur les actions des firmes américaines présentes sur les fichiers COMPUSTAT et CRSP, entre 1960 et 1979. L'échantillon est subdivisé en quatre périodes d'estimation de cinq années chacune. Pour chaque période et pour chaque firme, les variables suivantes sont calculées :

$$DY_j = \frac{\sum_{T=1}^5 D_{jT}}{\sum_{T=1}^5 P_{jT}} \quad OV_j = \sqrt{\frac{1}{60} \sum_{t=1}^{60} (R_{jt} - \bar{R}_j)^2} \quad \beta_j = \frac{\sum_{t=1}^{60} (R_{jt} - \bar{R}_j)(R_{mt} - \bar{R}_m)}{\sum_{t=1}^{60} (R_{mt} - \bar{R}_m)^2}$$

avec :

D_{jT} = le dividende total de la firme j pour l'année T;

P_{jT} = le prix de son action à la fin de l'an T;

R_{jt} = le rendement mensuel de son action au mois t;

R_{mt} = le rendement parallèle du marché.

L'auteur note que la variable D_j comprend aussi bien les dividendes spéciaux que les réguliers, le fichier COMPUSTAT ne faisant pas de distinction entre les types de versement. La méthode économétrique utilisée est celle des MCO (moindres carrés ordinaires).

Le tableau 3-1 reprend les résultats de l'étude. Il indique que lorsqu'on régresse le rendement en dividendes (DY) avec le bêta (β) comme seule mesure de risque, on obtient une relation négative significative ($\alpha_\beta < 0$), quelle que soit la période utilisée.

Lorsqu'on ajoute l'écart type des rendements (OV) comme variable explicative, le signe du coefficient du bêta (α_β) change trois fois sur quatre et devient non significatif deux fois sur quatre, tandis que le coefficient de OV (α_{OV}) est toujours négatif et significativement différent de zéro. Au total, les résultats de Eades semblent confirmer la relation négative existant entre le rendement en dividendes et le risque, bien que l'influence du bêta comme mesure de risque demeure ambiguë.

TABLEAU 3-1
RÉGRESSIONS DIVIDENDES-RISQUE (EADES, 1982)

Période	Taille	Variables indépendantes		$\hat{\alpha}_0$ (t_{α_0})	$\hat{\alpha}_\beta$ (t_{α_β})	$\hat{\alpha}_{ov}$ ($t_{\alpha_{ov}}$)	R ² ajusté
1960-1964	517	(1)	β	0.050 (32.9)**	-0.018 (-12.26)**	--	0.226
		(2)	β, OV	0.056 (32.8)**	-0.006 (-2.52)*	-0.248 (-6.83)**	0.287
1965-1969	688	(1)	β	0.046 (39.0)**	-0.017 (-14.68)**	--	0.239
		(2)	β, OV	0.058 (42.3)**	0.003 (1.57)	-0.395 (-13.62)**	0.399
1970-1974	926	(1)	β	0.063 (37.7)**	-0.028 (-17.4)**	--	0.247
		(2)	β, OV	0.079 (39.7)**	0.004 (1.26)	-0.489 (-13.04)**	0.363
1975-1979	1,127	(1)	β	0.070 (36.6)**	-0.026 (-14.0)**	--	0.149
		(2)	β, OV	0.090 (40.8)**	0.016 (4.70)**	-0.556 (-14.78)**	0.286
Modèles :							
(1) $\tilde{D}Y_j = \alpha_0 + \alpha_\beta \tilde{\beta}_j + \tilde{\varepsilon}_j$							
(2) $\tilde{D}Y_j = \alpha_0 + \alpha_\beta \tilde{\beta}_j + \alpha_{ov} \tilde{OV}_j + \tilde{\varepsilon}_j$							

* Significatif à un seuil critique de 5%, $t = 1.960$.

** Significatif à un seuil critique de 1%, $t = 2.596$.

NB : DY_j = le rendement en dividendes de l'action de la firme j ;
 β_j = son bêta;
 OV_j = l'écart type du rendement total de son action.

Ensuite, pour tester l'hypothèse de la force relative du signal (la deuxième partie), Eades recourt à des données journalières de firmes américaines couvrant la période 1969-1973. Son but est d'observer la réaction du marché (via les rendements résiduels) lors de l'annonce d'une hausse inattendue du dividende. À cette fin, il classe les 2 160 annonces observées par ordre croissant de changement

de dividende et constitue ensuite 30 portefeuilles de 42 annonces. Chaque portefeuille est, à son tour, subdivisé en deux sous-portefeuilles, l'un avec une variance élevée, l'autre avec une variance plus faible. Les tests indiquent que les rendements résiduels réalisés sur les portefeuilles à risque élevé sont plus faibles. Ce résultat ne supporterait donc pas le modèle puisque, selon l'hypothèse de la force relative du signal, la réaction boursière devait être plus forte chez les firmes à risque élevé.

Selon Lapointe (1996), le manque de concordance observable entre les implications majeures du modèle de Eades (1982) et les faits justifient de nouvelles tentatives de modélisation de la relation dividende-risque. Notre tentative est basée sur le CCAPM, la sienne sur le modèle expliqué ci-dessous.

En s'inspirant de Eades (1982) (et aussi de Miller et Rock, 1985), Lapointe (1995, 1996) propose un modèle de signalisation via dividende qui incorpore la variabilité des flux monétaires, vue comme mesure de risque. Lapointe part du principe que les managers doivent éviter de payer un dividende qui ne pourra pas être maintenu dans l'avenir. Cette aversion des managers (ou initiés) à réduire le dividende s'expliquerait par l'effet de signalisation du dividende : le marché interpréterait une baisse de dividende comme le signal d'une rentabilité future appelée à se détériorer, alors qu'il pourrait ne s'agir que d'un manque de liquidité temporaire. Ainsi, face à des flux monétaires plus variables, la firme aurait tendance à verser moins de dividendes, afin de minimiser la probabilité de devoir les diminuer dans l'avenir.

Sur le plan théorique, son modèle permet de prédire que les firmes ayant les flux monétaires les plus variables devraient se signaler par un niveau de dividende plus faible. Il permet aussi de prédire que la réaction du marché à l'annonce d'une variation inattendue du dividende sera plus forte chez les firmes ayant des flux monétaires plus variables.

On remarque que ses prédictions sont équivalentes à celles de Eades (1982). Pour les vérifier, mais avec des données canadiennes, Lapointe (1996) recourt aux données journalières de la Bourse de Toronto. L'étude couvre les sept années allant de 1984 à 1990 où l'auteur observe les rendements anormaux (ou résidus) lors de 259 annonces de hausses de dividendes.

Après avoir vérifié l'hypothèse (H1) selon laquelle une hausse inattendue du dividende devrait entraîner une réaction positive du marché boursier, l'auteur éprouve celle que le niveau du dividende de la firme est fonction de la variabilité des flux monétaires (H2) et celle que le résidu moyen observé est aussi une fonction de la variabilité des flux monétaires (H3).⁶

Pour tester H2 et H3, l'auteur constitue 30 portefeuilles et procède à deux régressions linéaires, devant mesurer l'influence de la variabilité du flux monétaire des portefeuilles $(CV)_p$ sur le niveau des dividendes $(D/B)_p$, puis sur le résidu moyen $(RM)_{op}$. Les modèles utilisés, le choix des variables ainsi que les résultats sont présentés dans son tableau 2 (Lapointe, 1996, p. 65) que nous reproduisons intégralement et numérotons 3-2 pour nos fins.

Lapointe en conclut que, contrairement à Eades (1982), les résultats sont conformes aux prédictions du modèle. D'une part, plus le risque (mesuré par la variabilité des flux monétaires) serait élevé, plus le niveau de dividendes (mesuré par le ratio dividendes/bénéfice par action) serait faible (H2). D'autre part, une hausse inattendue du dividende entraînerait une augmentation d'autant plus forte du marché boursier que la variabilité du flux serait grande.

⁶ Le résidu e_{it} pour tout titre i et toute période t est défini de la sorte : $e_{it} = R_{it} - E(R_{it})$ où R représente le rendement observé et $E(R)$ le rendement attendu selon le modèle de marché classique. Pour N titres, le résidu moyen $RM = \sum e_{it}/N$.

TABLEAU 3-2
LA VARIABILITÉ DU FLUX MONÉTAIRE (CV) COMME
FACTEUR EXPLICATIF

H_2			H_3		
<u>A. Du niveau du dividende (D/B)</u>			<u>B. Du résidu moyen (RM)</u>		
$(D/B)_p = \alpha_2 + \beta_2 (CV)_p$			$(RM)_{op} = \alpha_3 + \beta_3 (CV)_p$		
$\hat{\alpha}_2 = 0,2927 \quad \hat{\beta}_2 = -0,0716$			$\hat{\alpha}_3 = 0,0016 \quad \hat{\beta}_3 = 0,01066$		
Stat. t	12,70	-1,76		0,57	2,19
Probab.	0,0000	0,0896		0,5719	0,0367
R2 = 9,95%	Ratio F = 3,0927			R2 = 14,66%	Ratio F = 4,8111
<p>NB : $(D/B)_p =$ (Dividende/BPA)$_p =$ Taux de distribution moyen pour le portefeuille p au cours des 5 années précédant le jour (zéro) d'annonce de la hausse du dividende.</p> <p>$(RM)_{op} =$ Le résidu moyen, ou anormalité du rendement boursier, au jour zéro.</p> <p>$(CV)_p =$ (Écart type du BPA/BPA moyen)$_p =$ Coefficient de variation moyen du portefeuille = Mesure substitut de la variabilité du flux monétaire des firmes concernées.</p>					

Source : Lapointe (1996, p.65)

L'auteur reconnaît toutefois que ses tests ne sauraient être concluants puisqu'ils proviennent d'une mesure contestable du risque de la firme (soit le coefficient de variation de son flux monétaire). À cela, nous pourrions ajouter que la mesure empirique de ce coefficient utilise une autre variable que les flux monétaires (soit le bénéfice par action). (Notons que dans notre étude empirique nous utilisons la mesure de risque la plus connue : le bêta).

Dans un même ordre d'idées, le modèle de signalisation de Kale et Noe (1990) prédit (de façon analytique) que le niveau optimal du dividende est négativement relié à son risque bêta pour la majorité des firmes. Seules celles affichant un bêta très faible devraient afficher une relation positive dividende-bêta. Ainsi, en moyenne, une baisse (hausse) inattendue du dividende devrait signaler une augmentation (diminution) du risque de la firme (quelle que soit la mesure de risque).

C'est ainsi que Dielman et Oppenheimer (1984) vérifient le changement du bêta suite aux annonces de variation de plus de 25% du dividende régulier en introduisant dans le modèle de marché une variable binaire distinguant les périodes avant et après annonces. Leur coefficient de variable binaire étant non significatif, ils en concluent que l'annonce de variation du dividende régulier n'influence pas le niveau du risque des actions. Eades, Hess et Kim (1985) arrivent au même résultat en adoptant une méthodologie semblable. Par contre, Bajaj et Vijh (1990) trouvent que le bêta varie inversement avec le changement inattendu du dividende. Quant à Carroll et Sears (1994), ils réitèrent (sur le plan empirique) l'absence de changement dans le bêta suite aux annonces de hausse ou de baisse des dividendes.

Selon Atindéhou (1996), la disparité des résultats ci-dessus viendrait pour l'essentiel de l'instabilité des bêtas. Rappelons que selon Blume (1975), les bêtas sont instables et tendent naturellement à revenir à leur valeur centrale. D'ailleurs, bien des auteurs ont souligné ce phénomène (voir Bos et Newbold, 1984; Draper et Paudyal, 1995; etc.). Ainsi, après avoir pratiqué divers contrôles, visant notamment la stabilité des bêtas, Atindéhou (1996) trouve que la variation du bêta n'est significative qu'autour des baisses du dividende et non des hausses. Dans notre étude nous utilisons une succession de régressions en coupe afin de réduire l'effet d'instabilité des bêtas.

3.4. CONCLUSION DU CHAPITRE III

Nous avons vu dans ce chapitre qu'il existe plusieurs courants de recherche sur la question des dividendes. Celui qui nous intéresse plus particulièrement traite de la relation entre le dividende versé par la firme et son niveau de risque. Dans l'ensemble, les observations empiriques et la théorie tendent à montrer que cette relation est négative. Toutefois, aucun des modèles recensés ne semble reposer sur un cadre théorique traduisant aussi bien que le CCAPM le caractère

intertemporel des décisions financières. De plus, aucun de ces modèles n'arrive à une relation aussi explicite que celle prédite par le CCAPM (ou le CAPM) entre le rendement total et le risque. Le but du prochain chapitre est de pallier ces lacunes. Il s'agit de trouver une relation dividende-risque qui soit aussi explicite que celle prédite par le CCAPM (ou le CAPM) entre le rendement et le risque, et ce, à partir d'un cadre théorique aussi solide.

CHAPITRE IV

LA VERSION DIVIDENDE DU CCAPM

4.1. INTRODUCTION AU CHAPITRE IV

Il s'agit, dans ce chapitre, de dériver la version *dividende* du CCAPM. Nous présentons, dans la section 4.2., une description de l'économie compatible avec le CCAPM et notre modèle. Dans les trois sections suivantes, nous proposons diverses dérivations de la version *dividende* du CCAPM qui reflètent l'évolution du modèle standard. D'abord, à la section 4.3., nous supposons comme Rubinstein (1976) et Lucas (1978), que la fonction d'utilité temporellement dissociable dans le temps, puis, comme Rubinstein (1976), que le dividende d'un titre et la croissance de la consommation agrégée suivent une distribution normale bivariée. Ensuite, dans la section 4.4., nous relâchons la dernière hypothèse et supposons plutôt, à partir de Breeden, Gibbons et Litzenberger (1989), que le rendement en dividendes d'un titre est une fonction linéaire de la croissance de la consommation agrégée (ou du rendement en dividendes du portefeuille de marché) plus un terme résiduel d'espérance nulle et non corrélé avec toute autre variable. De même, l'équivalence entre la consommation agrégée et le dividende global, contestée par Cecchetti, Lam et Mark (1993), n'est pas supposée dans cette section. Dans la

section suivante (4.5.), nous relâchons également l'hypothèse d'une fonction d'utilité temporellement dissociable (Constantinides, 1990; Heaton, 1995; Abel, 1996; Brandt, 1999, Böhm, Deutscher et Wenzelburger, 2000 etc.). De plus, ici l'économie est composée de plusieurs investisseurs hétérogènes, mais avec des anticipations homogènes relatives aux probabilités des états de la nature.

4.2. DESCRIPTION DE L'ÉCONOMIE

Dans l'économie modélisée, les investisseurs sont représentables par un individu typique, ou moyen.¹ Ce dernier se situe initialement au temps t , adopte un horizon qui tend vers l'infini et transige périodiquement, soit à $t, t+1, t+2, \text{ etc.}$ L'incertitude réside dans la possibilité d'observer différents états de la nature ω_{t+s} appartenant à l'ensemble Ω_{t+s} ($s = 1, 2, \dots$). De l'information disponible au temps t (Ψ_t) l'individu se fait une idée de la probabilité $P(\omega_{t+s}|\Psi_t)$ que l'état ω_{t+s} se réalise. Il consomme actuellement une quantité C_t du bien (ou panier) de consommation et éventuellement une quantité $C_{\omega_{t+s}}$ à la réalisation de ω_{t+s} . Sa consommation future lui vient d'actifs primitifs, chacun valant $a_{\omega_{t+s}}$ et conférant un bien de consommation si l'état ω_{t+s} survient².

La fonction d'utilité de l'individu représentatif est supposée temporellement dissociable, indépendante des états de la nature, croissante, strictement concave et dérivable, de sorte qu'elle est définie de cette façon:

$$U(C_t) + \delta U(\tilde{C}_{t+1}) + \delta^2 U(\tilde{C}_{t+2}) + \dots \quad (1)$$

où δ symbolise le paramètre d'escompte usuel ($0 < \delta < 1$) et U la fonction d'utilité sur une période.³

¹ La description de l'économie s'inspire, à la fois, de Rubinstein (1976) et de Huang et Litzenberger (1988), chapitre 5, 6, et 7.

² Selon Huang et Litzenberger (1988, p. 115) un actif primitif représente un titre qui procure une unité du bien de consommation lorsqu'un état de la nature survient et rien autrement. En théorie, il s'agit d'un actif élémentaire, alors qu'un actif financier réel est vu comme un ensemble d'actifs élémentaires.

³ Le tilde (\sim) signifie qu'il s'agit d'une variable aléatoire associée aux états de la nature ω_{t+s} .

Doté d'une richesse initiale A_t , composée d'actifs primitifs et de biens de consommation, l'investisseur va chercher à répartir sa consommation de façon à maximiser son niveau d'utilité espérée, sous réserve qu'il respecte sa contrainte de richesse, ce qui peut être représenté de la façon suivante:

$$\begin{aligned} & \underset{\substack{C_t, C_{\omega_{t+s}} \\ \omega_{t+s} \in \Omega_{t+s} \\ s = 1, 2, \dots}}{\text{MAX}} & U(C_t) + \sum_{s=1}^{\infty} \sum_{\omega_{t+s}} P(\omega_{t+s}|\Psi_t) \delta^s U(C_{\omega_{t+s}}) \end{aligned} \quad (2a)$$

sous réserve que:

$$C_t + \sum_{s=1}^{\infty} \sum_{\omega_{t+s}} a_{\omega_{t+s}} C_{\omega_{t+s}} = A_t. \quad (2b)$$

Ainsi, les conditions de premier ordre nous indiquent que:

$$U'(C_t) - \lambda_t = 0, \quad (3a)$$

$$P(\omega_{t+s}|\Psi_t) \delta^s U'(C_{\omega_{t+s}}) - a_{\omega_{t+s}} \lambda_t = 0, \quad (3b)$$

pour tout $\omega_{t+s} \in \Omega_{t+s}$ ($s = 1, 2, \dots$), où λ_t est le multiplicateur de Lagrange et U' l'utilité marginale courante. Le prix d'un actif primitif peut dès lors s'exprimer de la sorte:

$$a_{\omega_{t+s}} = P(\omega_{t+s}|\Psi_t) \delta^s \frac{U'(C_{\omega_{t+s}})}{U'(C_t)}. \quad (4)$$

Sur le marché des actifs financiers on peut définir une action comme un actif complexe, lequel représente un portefeuille d'actifs primitifs donnant droit à un dividende de $D_{\omega_{t+s}}$ unités de consommation lorsque l'état ω_{t+s} se réalise ($\omega_{t+s} \in \Omega_{t+s}$, $s = 1, 2, \dots$). Puisque ce portefeuille vaut ses composantes pondérées, il s'ensuit qu'une action vaut couramment:

$$P_t = \sum_{s=1}^{\infty} \sum_{\omega_{t+s}} D_{\omega_{t+s}} a_{\omega_{t+s}} . \quad (5)$$

Selon la théorie de l'arbitrage (et Rubinstein, 1976) la notion fondamentale d'équilibre sur les marchés financiers requiert que deux titres (ou deux portefeuilles) versant des revenus identiques pour tous les états futurs, doivent se vendre au même prix. Aussi, toujours selon cette théorie, l'équation (5) existe si et seulement si les marchés financiers sont en équilibre.

En introduisant (4) dans (5) nous obtenons, pour chaque action j ($j = 1, 2, \dots, J$) le résultat de base du modèle de consommation, soit:

$$P_{jt} = E_t \sum_{s=1}^{\infty} \tilde{D}_{j,t+s} \delta^s \frac{U(\tilde{C}_{t+s})}{U(C_t)} . \quad (6)$$

Compte tenu de l'information disponible au temps t , le prix d'un actif financier serait égal à l'espérance conditionnelle de la consommation qu'il promet.⁴ Ici le taux d'actualisation des dividendes est donné par le taux marginal de substitution entre les consommations futures et courantes.

La dernière équation est bien connue (Rubinstein, 1976; Huang et Litzenberger, 1988, p. 202; etc). A partir de celle-ci nous tenterons maintenant de démontrer comment nous pouvons obtenir une version *dividende* du CCAPM. Comme Rubinstein (1976) nous supposons, entre autres, que la consommation agrégée et les dividendes d'un titre suivent une distribution jointe normale.

4.3. DÉMONSTRATION AVEC LA LOI NORMALE

Définissons d'abord $\tilde{g}_{j,t+s}$ ($s = 2, 3, \dots$) comme le taux de croissance du dividende pour le titre j , entre les temps $t+s$ et $t+s-1$, soit tel que :

⁴ Dans ce texte, les symboles E , V , et COV représentent respectivement l'espérance mathématique, la variance et la covariance. L'indice t signifie qu'on tient compte de l'information disponible au temps t .

$$\tilde{D}_{j,t+2} = \tilde{D}_{j,t+1}(1 + \tilde{g}_{j,t+2}),$$

$$\tilde{D}_{j,t+3} = \tilde{D}_{j,t+2}(1 + \tilde{g}_{j,t+3}) = \tilde{D}_{j,t+1}(1 + \tilde{g}_{j,t+2})(1 + \tilde{g}_{j,t+3}), \text{ etc.}$$

Convenons ensuite, pour simplifier la notation, que le taux marginal de substitution entre la consommation future et courante, peut être exprimé de la sorte :

$$\tilde{m}_{t+s} \equiv \delta^s \frac{U'(\tilde{C}_{t+s})}{U'(C_t)}.$$

De cette notation on peut directement réécrire l'équation fondamentale (6) comme suit :

$$P_{jt} = E_t(\tilde{D}_{j,t+1}\tilde{m}_{t+1} + \tilde{D}_{j,t+2}\tilde{m}_{t+2} + \tilde{D}_{j,t+3}\tilde{m}_{t+3} + \dots), \quad (7)$$

ou encore de cette manière :

$$P_{jt} = E_t(\tilde{D}_{j,t+1}\tilde{m}_{t+1} + \tilde{D}_{j,t+1}(1 + \tilde{g}_{j,t+2})\tilde{m}_{t+2} + \tilde{D}_{j,t+1}(1 + \tilde{g}_{j,t+2})(1 + \tilde{g}_{j,t+3})\tilde{m}_{t+3} + \dots), \quad (7_b)$$

ou finalement de cette façon :

$$P_{jt} = E_t(\tilde{D}_{j,t+1} \tilde{F}_{j,t+1}), \quad (8)$$

avec

$$\tilde{F}_{j,t+1} = \tilde{m}_{t+1} + (1 + \tilde{g}_{j,t+2})\tilde{m}_{t+2} + (1 + \tilde{g}_{j,t+2})(1 + \tilde{g}_{j,t+3})\tilde{m}_{t+3} + \dots$$

La dernière équation n'est rien d'autre qu'une simple transformation de l'équation fondamentale (6) de Rubinstein (1976), où l'on cherche à isoler l'effet du dividende attendu sur le prix. En fait, passer des équations (6) à (8) équivaut, par exemple, à passer de l'équation I, où : $Y=A+B$ à l'équation II, où $Y=A(1+B/A)$.

Évidemment, lorsque $A=0$ il y a une indétermination mathématique (comme pour toute équation comportant un dénominateur nul) et on ne peut en déduire (de l'équation II) que $Y=0$. De la même façon, lorsque le dividende $\tilde{D}_{j,t+1}$ est nul on ne peut en déduire que le prix est nul lui aussi. Pour utiliser l'équation (8) il faut donc accepter implicitement, comme pour le modèle de Gordon et ses nombreuses variantes (Charest, Lusztig et Schwab, 1990, chapitre 21) que le dividende attendu est strictement positif.

Toujours dans le but d'isoler l'effet du dividende attendu sur le prix, définissons maintenant, à partir du taux de croissance du dividende du portefeuille de marché ($\tilde{g}_{m,t+s}$), le terme $\tilde{e}_{j,t+s}$ ($s=2, 3, \dots$) comme l'écart entre la valeur actualisée du dividende futur d'un titre ayant sa propre croissance et la valeur actualisée du dividende futur du même titre⁵, qui aurait subi une croissance identique à celle du marché (m), soit :

$$\tilde{e}_{j,t+2} = \tilde{D}_{j,t+1}(1 + \tilde{g}_{j,t+2})\tilde{m}_{t+2} - \tilde{D}_{j,t+1}(1 + \tilde{g}_{m,t+2})\tilde{m}_{t+2}$$

$$\tilde{e}_{j,t+3} = \tilde{D}_{j,t+1}(1 + \tilde{g}_{j,t+2})(1 + \tilde{g}_{j,t+3})\tilde{m}_{t+3} - \tilde{D}_{j,t+1}(1 + \tilde{g}_{m,t+2})(1 + \tilde{g}_{m,t+3})\tilde{m}_{t+3}$$

etc. Avec cette notation l'équation (7b) se réexprime par :

$$P_{jt} = E_t(\tilde{D}_{j,t+1}\tilde{m}_{t+1} + \tilde{D}_{j,t+1}(1 + \tilde{g}_{m,t+2})\tilde{m}_{t+2} + \tilde{e}_{j,t+2} + \tilde{D}_{j,t+1}(1 + \tilde{g}_{m,t+2})(1 + \tilde{g}_{m,t+3})\tilde{m}_{t+3} + \tilde{e}_{j,t+3} + \dots) \quad (8b)$$

et l'équation (8) de celle-ci :

$$P_{jt} = E_t(\tilde{D}_{j,t+1}\tilde{F}_{t+1} + \tilde{e}_{j,t+1}) \quad (9)$$

avec

$$\tilde{F}_{t+1} = \tilde{m}_{t+1} + (1 + \tilde{g}_{m,t+2})\tilde{m}_{t+2} + (1 + \tilde{g}_{m,t+2})(1 + \tilde{g}_{m,t+3})\tilde{m}_{t+3} + \dots$$

⁵ Notons que pour $s=1$, alors $\tilde{e}_{j,t+1} = 0$; par définition.

et

$$\tilde{\varepsilon}_{j,t+1} = \tilde{\varepsilon}_{j,t+2} + \tilde{\varepsilon}_{j,t+3} + \tilde{\varepsilon}_{j,t+4} + \dots$$

Encore une fois, la dernière équation (9) n'est rien d'autre qu'une simple transformation de l'équation fondamentale de Rubinstein (l'équation 6). Le terme $\tilde{\varepsilon}_{j,t+1}$ montre l'effet total sur le prix d'une action des écarts périodiques entre les taux de croissance du dividende d'un titre et ceux du marché. Pour en connaître l'ampleur, rappelons qu'il s'agit d'un modèle avec un horizon infini, conforme avec la nature permanente des actions. En effet, si l'on accepte que les firmes survivent longtemps dans ce modèle, il faut que leurs activités, de même que leur relation avec le marché, changent au fil du temps (Blume 1975). Ainsi peut-on supposer que *les écarts périodiques entre le taux de croissance du dividende d'une action et celui du marché sont parfois positif, parfois négatifs et tendent à se neutraliser à la longue*. D'où :

$$E(\tilde{\varepsilon}_{j,t+s}) = E(\tilde{\varepsilon}_{j,t+2} + \tilde{\varepsilon}_{j,t+3} + \tilde{\varepsilon}_{j,t+4} + \dots) = 0.$$

Substituant dans (9) et simplifiant on obtient :

$$P_{jt} = E_t(\tilde{D}_{j,t+1} \tilde{F}_{t+1}). \quad (10)$$

Le facteur \tilde{F}_{t+1} peut être interprété comme le facteur d'actualisation d'une perpétuité en croissance.⁶ Il serait commun à tous les titres, ce qui n'a rien de bien surprenant, sachant qu'il en va de même pour le taux d'actualisation mesuré par le taux marginal de substitution entre la consommation future et courante (voir l'équation 6).

⁶ À partir de l'annexe I, il ressort plus clairement que le facteur F_{t+1} puisse être interprété comme le facteur d'actualisation d'une perpétuité et qu'il s'agit d'une variable semblable à celle utilisée dans le modèle de Gordon, tel que défini au chapitre III.

Par ailleurs, selon le CCAPM (Lucas, 1978 ; Huang et Litzenberger, 1988, p. 190 ; Abel ,1990; etc.), dans une économie de marchés financiers, il y aurait une équivalence périodique entre la consommation agrégée (\tilde{C}_{t+s}) et l'ensemble des dividendes issus du portefeuille de marché ($\tilde{D}_{m,t+s}$). Dans ces conditions, il y aurait également une équivalence périodique entre le taux de croissance de la consommation agrégée (\tilde{g}_{t+s}) et celui du portefeuille de marché ($\tilde{g}_{m,t+s}$).

De plus, si nous faisons l'hypothèse (comme Rubinstein, 1976, p. 410 et autres) que la variable \tilde{g}_{t+s} est stationnaire ($\tilde{g}_{t+s} = \tilde{g}_{t+1}$; $s=2, 3, \dots$), alors \tilde{F}_{t+1} s'exprime de la sorte:

$$\tilde{F}_{t+1} = f(\tilde{g}_{t+1}) = \sum_{s=1}^{\infty} (1 + \tilde{g}_{t+1})^{s-1} \delta^s \frac{U'(C_t(1 + \tilde{g}_{t+1})^s)}{U'(C_t)} \quad (11)$$

et l'équation (10) devient:

$$P_{jt} = E_t(\tilde{D}_{j,t+1} f(\tilde{g}_{t+1})). \quad (12)$$

De cette façon, nous obtenons une expression de l'équation d'Euler formulée à partir du rendement en dividendes de l'action j ($\tilde{d}_{j,t+1} = \tilde{D}_{j,t+1} / P_{jt}$). Plus précisément, nous avons :

$$E_t(\tilde{d}_{j,t+1} f(\tilde{g}_{t+1})) = 1. \quad (13)$$

De même, si nous déterminons que l'économie se situe initialement au temps $t-1$ plutôt qu'au temps t , nous pouvons simplifier la notation de la sorte:

$$E_{t-1}(\tilde{d}_{jt} f(\tilde{g}_t)) = 1, \quad (13)$$

où $\tilde{d}_{jt} = \tilde{D}_{jt} / P_{j,t-1}$, etc. Afin de tester le modèle de consommation on pourrait donc s'inspirer des tests de l'équation d'Euler présentés avec les rendements totaux et chercher à les adapter à l'équation (14) en utilisant uniquement la portion

dividende du rendement total. Cependant, l'interprétation des paramètres obtenus serait difficile vu la complexité de la fonction $f(\tilde{g}_t)$.

Notre tâche nous semble facilitée par l'addition de l'hypothèse suivante : *il existe un portefeuille z dont la covariance entre son dividende versé et la consommation agrégée est nulle*. Cette hypothèse s'apparente à celle avancée par Breeden, Gibbons et Litzenberger (1989, p. 232), selon laquelle on postule un portefeuille z ayant un rendement total à covariance nulle avec la croissance de la consommation agrégée. L'existence d'un portefeuille z s'appuie également sur les travaux de Black (1972), qui est à l'origine du concept, et sur ceux de Black, Jensen et Scholes (1972) qui y ont référé dans leur étude empirique (voir Charest, Lusztig et Schwab, 1990, p. 999). Enfin, Ingersoll (1987) montre comment on peut redériver le CAPM à partir de ce concept. Donc, pour le portefeuille z nous pouvons également écrire que:

$$E_{t-1}(\tilde{d}_{zt} f(\tilde{g}_t)) = 1 \quad (15)$$

et les équations (14) et (15) indiquent que:

$$E_{t-1}((\tilde{d}_{jt} - \tilde{d}_{zt}) f(\tilde{g}_t)) = 0. \quad (16)$$

À partir de la définition de la covariance, nous avons l'égalité suivante:

$$E_{t-1}(\tilde{d}_{jt} - \tilde{d}_{zt}) = -COV_{t-1}(\tilde{d}_{jt} - \tilde{d}_{zt}, f(\tilde{g}_t)) / E_{t-1}(f(\tilde{g}_t)). \quad (17a)$$

De la même façon, pour le portefeuille de marché (m) nous obtenons:⁷

$$E_{t-1}(\tilde{d}_{mt} - \tilde{d}_{zt}) = -COV_{t-1}(\tilde{d}_{mt} - \tilde{d}_{zt}, f(\tilde{g}_t)) / E_{t-1}(f(\tilde{g}_t)). \quad (17b)$$

⁷ On peut également utiliser le portefeuille ayant une corrélation parfaite avec la consommation agrégée, au lieu du portefeuille de marché. Tel que mentionné par Ingersoll (1987) la dérivation du CCAPM standard peut s'effectuer ou bien avec le portefeuille ayant une corrélation parfaite avec la consommation agrégée (le portefeuille c), ou bien avec un autre (comme celui du marché : m). De la même façon, la dérivation de la version *dividende* du CCAPM est réalisable avec l'un ou l'autre de ces portefeuilles. L'indice m deviendrait simplement l'indice c pour l'équation (17b) ci-dessus, et le reste de la démonstration (éq. 17b à 20) serait sensiblement le même. Nous avons préféré recourir au portefeuille de marché simplement parce que celui-ci s'avère plus connu et plus facile à estimer empiriquement.

En insérant l'équation (17b) dans (17a) nous obtenons comme relation:

$$E_{t-1}(\tilde{d}_{jt} - \tilde{d}_{zt}) = E_{t-1}(\tilde{d}_{mt} - \tilde{d}_{zt}) \frac{COV_{t-1}(\tilde{d}_{jt} - \tilde{d}_{zt}, f(\tilde{g}_t))}{COV_{t-1}(\tilde{d}_{mt} - \tilde{d}_{zt}, f(\tilde{g}_t))}. \quad (18)$$

Afin de simplifier cette dernière, nous recourons (comme Rubinstein, 1976, p. 412) à l'hypothèse de normalité, à savoir: *le dividende du titre j (j = 1, 2, ..., J) et la consommation agrégée suivent une distribution jointe normale*. Cette hypothèse nous permet d'utiliser le lemme de Stein [voir l'annexe mathématique de Ingersoll (1987), p. 13], lequel nous indique que: *si x₁ et x₂ suivent une distribution normale bivariée, alors pour une fonction différentiable f(x): COV(x₁, f(x₂)) = E(f'(x₂)) COV(x₁, x₂)*. Nous pouvons ainsi écrire l'équation (18) de la sorte:

$$E_{t-1}(\tilde{d}_{jt} - \tilde{d}_{zt}) = E_{t-1}(\tilde{d}_{mt} - \tilde{d}_{zt}) \frac{COV_{t-1}(\tilde{d}_{jt}, \tilde{g}_t) E_{t-1}(f'(\tilde{g}_t))}{COV_{t-1}(\tilde{d}_{mt}, \tilde{g}_t) E_{t-1}(f'(\tilde{g}_t))}. \quad (19)$$

Enfin, en multipliant de chaque côté par $V_{t-1}(\tilde{g}_t)$ nous obtenons la relation ci-dessous:

$$E_{t-1}(\tilde{d}_{jt}) = E_{t-1}(\tilde{d}_{zt}) + E_{t-1}(\tilde{d}_{mt} - \tilde{d}_{zt}) \frac{b_{jt}^c}{b_{mt}^c}, \quad (20)$$

où $b_{jt}^c = COV_{t-1}(\tilde{d}_{jt}, \tilde{g}_t) / V_{t-1}(\tilde{g}_t)$, (j = 1, 2, ..., m, ..., J). Cette équation nous montre qu'il existe une relation linéaire entre le rendement en dividendes attendu d'un titre et sa covariance avec la croissance de la consommation agrégée. C'est ce que nous appelons la version dividende de la relation rendement-risque prédite par le CCAPM, ou plus simplement, la version dividende du CCAPM.

Comme pour la relation rendement-risque classique (voir Breeden, 1979, p.276; ou Huang et Litzenberger, 1988, p. 208) l'équation (20) représente une prédiction testable du modèle fondamental de consommation. La prédiction

centrale du modèle est qu'il existe une relation linéaire entre les variables d_j et b_j^c .

La principale implication économique de l'équation (20) est qu'elle représente une description envisageable de la relation entre le rendement en dividendes et le risque. En effet, selon le CCAPM et Rubinstein (1976), la covariance entre les dividendes d'un titre et la consommation agrégée est une mesure de risque. De plus, selon Breeden (1979), le risque est estimé par la covariance entre le rendement du titre j et la consommation agrégée, ou si l'on préfère par le bêta de consommation (β_{jt}^c). Comme cette mesure peut être décomposée en rendement en dividendes (\tilde{d}_{jt}) et en gain (ou rendement en capital), sachant que :

$$\beta_{jt}^c = \frac{COV_{t-1}(\tilde{r}_{jt}, \tilde{g}_t)}{V_{t-1}(\tilde{g}_t)} \quad (21)$$

il en résulte que l'équation (20) montre une relation linéaire entre le rendement en dividendes attendu d'un titre et la portion du risque reliée au rendement en dividendes, ou si l'on préfère, la portion dividende du bêta de consommation.

Cette relation n'est pas sans intérêt. En effet, selon plusieurs auteurs, il existe une relation négative entre le dividende et le risque. Par exemple, sur le plan empirique, Beaver, Kettler et Scholes (1970), Rozeff (1982), Pettit, (1977), Eades (1982), Baskin (1989), Bajaj et Vijh (1990), Michaely, Thaler et Womack (1995) ainsi que Lapointe (1996) montrent que les dividendes sont négativement liés à différentes mesures de risque. Ensuite, rappelons une fois de plus, que selon Baskin (1989), certains énoncés théoriques appuient ces observations. D'abord, une action avec un fort rendement en dividendes aurait une durée plus courte et serait moins sensible aux fluctuations temporelles du taux exigé. Ensuite, le niveau de dividende permettrait aux investisseurs de mieux cerner les bénéfices futurs de la firme et, du même coup sa valeur. Étant plus confiant face à une firme qui verse

des dividendes, les investisseurs réagiraient sobrement devant une information erratique, d'où une plus grande stabilité des cours. Également, selon Lapointe (1995), face à des flux monétaires plus variables, la firme aurait tendance à verser moins de dividendes, afin de minimiser la probabilité d'une baisse subséquente préjudiciable à sa bonne évaluation. Enfin, certains modèles de signalisation débouchent sur une relation mathématique inverse entre le dividende et le risque (Eades, 1982 ; Kale et Noe, 1990 ; Lapointe, 1995, 1996).

Donc, s'il est vrai qu'il existe une relation négative entre le dividende et le risque, tel que le laisse présager les auteurs ci-dessus, alors la version dividende du CCAPM permettrait de décrire cette relation dans un contexte intertemporel, en montrant sa linéarité et en définissant le risque. Mais, en théorie, notre modèle n'exclut pas la possibilité que les firmes les plus risquées soient également celles qui versent le plus de dividendes. De la même façon, le CCAPM a surtout servi à caractériser la relation rendement-risque dans un contexte intertemporel en montrant sa linéarité et définissant le risque. Le sens positif de la relation standard ne viendrait pas du modèle, mais bien du postulat que l'individu ressent une aversion au risque qu'il surmonte contre rémunération. Avec la version dividende toutefois, le sens négatif de la relation attendue viendrait des études mentionnée ci-dessus.

Une autre relation peut également être dérivée et testée à partir de l'équation (19). Rappelons que dans un contexte unipériodique, la relation rendement-risque proposée par le CCAPM est identique au CAPM de Sharpe (1964), Lintner (1965) et Black (1972). La démonstration repose sur l'idée que, dans un monde à une seule période, la consommation agrégée de fin de période correspond au versement final du portefeuille de marché. Dans un contexte intertemporel, la version dividende du CAPM est facilement dérivable sachant que, selon le CCAPM, la consommation agrégée (périodique) correspond aux

dividendes du portefeuille de marché (\tilde{D}_{mt}). En insérant cette égalité dans (19) et en simplifiant nous avons:

$$E_{t-1}(\tilde{d}_{jt} - \tilde{d}_{zt}) = E_{t-1}(\tilde{d}_{mt} - \tilde{d}_{zt}) \frac{COV_{t-1}(\tilde{d}_{jt}, \tilde{D}_{mt})}{COV_{t-1}(\tilde{d}_{mt}, \tilde{D}_{mt})}, \quad (22)$$

puis en multipliant de chaque côté par la valeur courante du portefeuille de marché ($P_{m,t-1}$), nous obtenons la relation suivante:

$$E_{t-1}(\tilde{d}_{jt}) = E_{t-1}(\tilde{d}_{zt}) + E_{t-1}(\tilde{d}_{mt} - \tilde{d}_{zt}) b_{jt}, \quad (23)$$

où $b_{jt} = COV_{t-1}(\tilde{d}_{jt}, \tilde{d}_{mt}) / V_{t-1}(\tilde{d}_{mt})$. L'équation (23) nous indique maintenant qu'il existe une relation linéaire entre le rendement en dividendes espéré d'un titre et l'expression dividende du bêta usuel. C'est ce qu'on peut appeler ici la version dividende de la relation rendement-risque prédite par le CCAPM à une seule période, ou plus simplement, la version dividende du CAPM.

L'équation (23) représente une autre prédiction testable du modèle de consommation. Elle est plus attrayante (sur le plan empirique) que l'équation (20) car elle permet, comme Campbell (1993, 1996), de sortir la consommation agrégée de la relation finale à tester et d'éviter ainsi les difficultés de mesures soulignées par l'auteur (voir aussi le chapitre II).

Évidemment, comme la suite des dividendes du portefeuille de marché égale la suite des consommations agrégées, alors le risque mesuré par la covariance entre d_{jt} et g_t se remplace par la covariance entre d_{jt} et d_{mt} . Donc l'équation (23) peut s'interpréter comme une description de la relation dividende-risque. De plus, même si l'égalité dividende-consommation ne tenait pas sur le plan agrégé, la covariance entre d_{jt} et d_{mt} , représenterait encore la portion dividende du risque, tel que décrit par le CAPM, d'où l'interprétation ci-dessus de l'équation (23).

Comme Rubinstein (1976), Lucas (1978) et Breeden (1979), nous n'avons pas spécifié de fonction d'utilité particulière pour dériver notre modèle, mais nous avons supposé une distribution de probabilité jointe normale entre la consommation agrégée et les dividendes. Nous verrons dans la prochaine section comment nous pouvons nous passer de cette hypothèse, ou celle de la stationnarité de \tilde{g} , ou encore celle de l'égalité entre la consommation agrégée et le dividende global.

4.4. DÉMONSTRATION SANS LA LOI NORMALE

Dans le but de suivre l'évolution du CCAPM standard, cette section présente une autre dérivation de la version *dividende* du modèle. Ici, contrairement à Litzenberger (1976), il n'y a pas d'hypothèse sur la fonction de probabilité, ou sur la stationnarité des variables. Notre approche est semblable à celle de Breeden, Gibbons et Litzenberger (1989) et elle permet, comme Cecchetti, Lam et Mark (1993), de briser le lien théorique entre la consommation agrégée et le dividende global.

Rappelons que dans leur dérivation du CCAPM standard, Breeden, Gibbons et Litzenberger (1989) supposent que le rendement d'un titre est une fonction linéaire de la croissance de la consommation agrégée plus un terme d'erreur. Ce dernier est supposé non corrélé avec la consommation et d'espérance nulle. De plus les alpha et bêta de la régression concernée sont supposés constants. À partir de cette hypothèse et des séries de Taylor, les auteurs montrent comment on peut retrouver le CCAPM sans spécifier la distribution des variables mentionnées.

En soi, cette hypothèse est tout à fait défendable, d'autant plus que Breeden (1979) a montré que la consommation agrégée résume l'ensemble des facteurs qui expliquent le rendement d'un titre. Pour notre part, la section précédente nous a

servi à démontrer que la consommation agrégée résume également l'ensemble des facteurs qui expliquent le rendement en dividendes d'un titre. L'hypothèse avancée ici est la suivante: *le rendement en dividendes d'un titre (\tilde{d}_{jt}) est une fonction linéaire de la croissance de la consommation agrégée ($\tilde{g}_t = [\tilde{C}_t / C_{t-1}] - 1$) plus un terme résiduel (\tilde{e}_{jt}^c) d'espérance nulle et non corrélé avec \tilde{g}_t ou \tilde{F}_t .*⁸ Cette hypothèse combinée avec celle d'une ordonnée à l'origine et d'une pente constante implique que:

$$\tilde{d}_{jt} = a_j^c + b_j^c \tilde{g}_t + \tilde{e}_{jt}^c, \quad (24)$$

$$E_{t-1}(\tilde{e}_{jt}^c) = 0, \quad COV_{t-1}(\tilde{e}_{jt}^c, \tilde{g}_t) = 0 \quad \text{et} \quad COV_{t-1}(\tilde{e}_{jt}^c, \tilde{F}_t) = 0, \quad (25)$$

pour tout $j = 1, 2, \dots, J$. Pour le portefeuille z , nous pouvons écrire que:

$$\tilde{d}_{zt} = a_z^c + \tilde{e}_{zt}^c, \quad (26)$$

$$E_{t-1}(\tilde{e}_{zt}^c) = 0, \quad COV_{t-1}(\tilde{e}_{zt}^c, \tilde{g}_t) = 0, \quad \text{et} \quad COV_{t-1}(\tilde{e}_{zt}^c, \tilde{F}_t) = 0. \quad (27)$$

Maintenant, en relâchant l'hypothèse de stationnarité du taux de croissance de la consommation agrégée, l'équation d'Euler (équation 14) s'écrit (au temps $t-1$) de la sorte:

$$E_{t-1}(\tilde{d}_{jt} \tilde{F}_t) = 1. \quad (28)$$

Puisque selon l'équation (28) l'espérance conditionnelle donne toujours une valeur de un, quelque soit l'information disponible au temps $t-1$, alors l'égalité tient

⁸ Notons que dans l'étude empirique présentée au chapitre IV, nous ne testons pas l'hypothèse selon laquelle le terme résiduel (\tilde{e}_{jt}^c) est non corrélé avec \tilde{g}_t ou \tilde{F}_t puisque cela nécessiterait l'estimation de la consommation agrégée et selon Campbell, Lo et Mackinlay (1997, p. 316) de même que Koedijk, Kool et Nissen (1998, p. 244) celle-ci est mesurée avec erreur. D'ailleurs, comme eux, l'un de nos objectifs est d'éviter l'estimation empirique de cette variable. De plus, en théorie, la variable \tilde{F}_t s'étend jusqu'à l'infini, ce qui ajoute à la difficulté de tester l'hypothèse concernée.

également en terme d'espérance non conditionnelle. En prenant l'espérance de chaque côté nous avons:⁹

$$E(\tilde{d}_{jt} \tilde{F}_t) = 1. \quad (29b)$$

En reprenant le raisonnement de la section V (équation (14) à (18)) nous pouvons en déduire que:

$$E(\tilde{d}_{jt} - \tilde{d}_{zt}) = E(\tilde{d}_{mt} - \tilde{d}_{zt}) \frac{COV(\tilde{d}_{jt} - \tilde{d}_{zt}, \tilde{F}_t)}{COV(\tilde{d}_{mt} - \tilde{d}_{zt}, \tilde{F}_t)}. \quad (30)$$

En introduisant les équations (24) à (27) dans (30), nous obtenons le résultat suivant:

$$E(\tilde{d}_{jt} - \tilde{d}_{zt}) = E(\tilde{d}_{mt} - \tilde{d}_{zt}) \frac{COV(a_j^c + b_j^c \tilde{g}_t + \tilde{e}_{jt}^c - a_z^c - \tilde{e}_{zt}^c, \tilde{F}_t)}{COV(a_m^c + b_m^c \tilde{g}_t + \tilde{e}_{mt}^c - a_z^c - \tilde{e}_{zt}^c, \tilde{F}_t)}, \quad (31)$$

d'où:

$$E(\tilde{d}_{jt} - \tilde{d}_{zt}) = E(\tilde{d}_{mt} - \tilde{d}_{zt}) \frac{COV(a_j^c, \tilde{F}_t) + COV(b_j^c \tilde{g}_t, \tilde{F}_t) + COV(\tilde{e}_{jt}^c, \tilde{F}_t) - COV(a_z^c, \tilde{F}_t) - COV(\tilde{e}_{zt}^c, \tilde{F}_t)}{COV(a_m^c, \tilde{F}_t) + COV(b_m^c \tilde{g}_t, \tilde{F}_t) + COV(\tilde{e}_{mt}^c, \tilde{F}_t) - COV(a_z^c, \tilde{F}_t) - COV(\tilde{e}_{zt}^c, \tilde{F}_t)}$$

ou encore:

$$E(\tilde{d}_{jt} - \tilde{d}_{zt}) = E(\tilde{d}_{mt} - \tilde{d}_{zt}) \frac{0 + COV(b_j^c \tilde{g}_t, \tilde{F}_t) + 0 - 0 - 0}{0 + COV(b_m^c \tilde{g}_t, \tilde{F}_t) + 0 - 0 - 0}$$

et après simplification:

⁹ Nous pourrions également appliquer cette propriété à l'équation (14) de la section précédente. Ceci nous donnerait une formulation non-conditionnelle des versions dividendes du CCAPM (l'équation (20)) et du CAPM (l'équation (23)). Comme plusieurs auteurs, nous pouvons affirmer que cela ne ferait que simplifier la notation. (Évidemment ces derniers s'en tiennent à la formulation de l'équation d'Euler avec les rendements totaux.)

$$E(\tilde{d}_{jt}) = E(\tilde{d}_{zt}) + E(\tilde{d}_{mt} - \tilde{d}_{zt}) \frac{b_j^c \text{COV}(\tilde{g}_t, \tilde{F}_t)}{b_m^c \text{COV}(\tilde{g}_t, \tilde{F}_t)}. \quad (32)$$

Ce qui correspond bien à la version dividende du CCAPM (non conditionnelle), soit:

$$E(\tilde{d}_{jt}) = E(\tilde{d}_{zt}) + E(\tilde{d}_{mt} - \tilde{d}_{zt}) \frac{b_j^c}{b_m^c}, \quad (33)$$

où, pour $j = 1, 2, \dots, m, \dots, J$, $b_j^c = \text{COV}(\tilde{d}_{jt}, \tilde{g}_t) / V(\tilde{g}_t)$.

De cette relation et de l'égalité entre la consommation agrégée et le dividende du portefeuille de marché, nous avons vu comment on peut retrouver la version dividende du CAPM (équation (23)). Cette relation peut aussi être démontrée, si au lieu de supposer l'hypothèse donnée par l'équation (24), on suppose que le rendement en dividendes d'un titre est une fonction linéaire du rendement en dividendes du portefeuille de marché, plus un terme résiduel (\tilde{e}_{jt}^m) d'espérance nulle et non corrélé avec \tilde{d}_{mt} ou \tilde{F}_t , soit¹⁰:

$$\tilde{d}_{jt} = a_j + b_j \tilde{d}_{mt} + \tilde{e}_{jt}^m, \quad (34a)$$

$$E_{t-1}(\tilde{e}_{jt}^m) = 0, \text{COV}_{t-1}(\tilde{e}_{jt}^m, \tilde{d}_{mt}) = 0 \text{ et } \text{COV}_{t-1}(\tilde{e}_{jt}^m, \tilde{F}_t) = 0. \quad (34b)$$

En effet, en insérant l'équation (34) dans (30) et en simplifiant nous obtenons que:

$$E(\tilde{d}_{jt}) = E(\tilde{d}_{zt}) + E(\tilde{d}_{mt} - \tilde{d}_{zt}) \frac{b_j \text{COV}(\tilde{d}_{mt}, \tilde{F}_t)}{\text{COV}(\tilde{d}_{mt}, \tilde{F}_t)}. \quad (35)$$

Ce qui correspond bien à la version dividende du CAPM (non conditionnelle), soit:

¹⁰ La note de bas de page 6 s'applique également ici sachant que la variable \tilde{F}_t est fonction de la consommation agrégée.

$$E(\tilde{d}_{jt}) = E(\tilde{d}_{zt}) + E(\tilde{d}_{mt} - \tilde{d}_{zt})b_j, \quad (36)$$

où $b_j = COV(\tilde{d}_{jt}, \tilde{d}_{mt}) / V(\tilde{d}_{mt})$, ($j = 1, 2, \dots, m, \dots, J$).

La version dividende du CCAPM (ou du CAPM) peut donc être dérivée sans supposer de distribution de probabilité ou la stationnarité d'une variable aléatoire. De plus, l'égalité entre la consommation agrégée et le dividende global, contestée par Cecchetti, Lam et Mark (1993), n'est pas requise. La dérivation reposait, entre autres, sur les hypothèses usuelles suivantes: 1) il existe un investisseur représentatif de l'ensemble de l'économie; 2) la fonction d'utilité est temporellement dissociable et 3) elle est indépendante des états de la nature.¹¹ Nous verrons ci-dessous comment nous pouvons également relâcher ces hypothèses.

4.5. DÉRIVATION EN CONTEXTE GÉNÉRAL

Toujours dans le but de suivre l'évolution du CCAPM standard, la présente section fait suite aux efforts de plusieurs auteurs de généraliser le plus possible le modèle: «One straightforward response to the difficulties of the standard consumption CAPM is to generalize the utility function.» (Campbell, Lo et Mackinlay, 1997, p. 326). Ici, l'économie est composée de plusieurs investisseurs hétérogènes, mais avec des anticipations homogènes relatives aux probabilités que l'état ω_{t+s} ($s = 1, 2, \dots$) se réalise. De plus, la fonction d'utilité est simplement supposée croissante, strictement concave et dérivable. Rappelons que le CCAPM a d'abord été dérivé par Rubinstein (1976) et Lucas (1978) avec un seul agent représentatif. Par la suite Breeden (1979) a dérivé la relation rendement-risque du CCAPM avec plusieurs agents. Enfin, certains auteurs ont cherché à relâcher l'hypothèse d'une fonction d'utilité temporellement dissociable afin de tenir

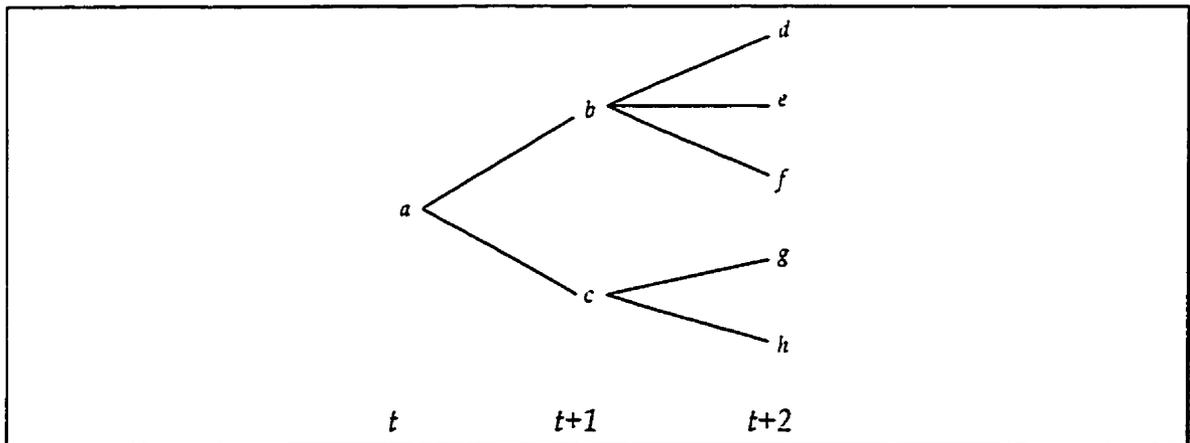
¹¹ Notons que dans les sections 4.3. et 4.4. les hypothèses sont telles que les conditions d'équilibre du modèle de Lucas (1978) et de celui de Rubinstein (1976) sont respectées. Dans la section 4.5. la définition de l'équilibre ne repose que sur la condition d'équilibre donnée par Rubinstein.

compte des habitudes de consommation et de la durabilité (Abel, 1996; Heaton, 1995; Ferson et Constantinides, 1991; etc.). Par exemple, dans la dernière étude le niveau de subsistance du consommateur est une somme pondérée de la consommation passée.

De notre côté, la fonction d'utilité de l'individu i ($i = 1, 2, \dots, I$) que nous utilisons plus bas est encore moins restrictive. Au temps t et avec un horizon qui va jusqu'à T (T peut tendre vers l'infini), elle se présente de cette façon:

$$U_{t,T}^i(C_{t-T}^i, \dots, C_{t-2}^i, C_{t-1}^i, C_t^i, \tilde{C}_{t+1}^i, \tilde{C}_{t+2}^i, \dots, \tilde{C}_{t+T}^i). \quad (37)$$

En contexte d'incertitude, l'économie se situe initialement dans un état de la nature ω_t . Elle peut évoluer de différentes façons et se retrouver au temps $t+1$ dans un des états ω_{t+1} appartenant à l'ensemble Ω_{t+1} . Pour chaque état ω_{t+1} plusieurs évolutions sont à nouveau possibles. Elle peut se retrouver dans un des états ω_{t+2} appartenant à l'ensemble Ω_{t+2} et ainsi de suite jusqu'à $t+T$. En supposant un instant $T = 2$, l'arbre des possibilités ci-dessous (voir l'Encadré 4.1) nous donne une bonne idée de l'évolution des états de la nature dans le temps.



Encadré 4.1: Arbre des possibilités avec deux périodes ($T=2$)

On voit que: $\omega_t = a$, $\omega_{t+1} \in \Omega_{t+1} = \{b, c\}$, $\omega_{t+2} \in \Omega_{t+2} = \{d, e, f, g, h\}$. De là, on en déduit facilement que la probabilité au temps t de tout état final ω_{t+T} est telle que:

$$P(\omega_{t+T}|\omega_t) = P(\omega_{t+1}|\omega_t)P(\omega_{t+2}|\omega_{t+1})\dots P(\omega_{t+T}|\omega_{t+T-1}), \quad (38)$$

où $P(\omega_{t+s}|\omega_{t+s-1})$ représente la probabilité que l'état ω_{t+s} se réalise sachant que l'état ω_{t+s-1} s'est réalisé ($s = 1, 2, \dots$). Pour chaque état final ω_{t+T} il existe un seul chemin de ω_t vers ω_{t+T} . On peut donc associer à chacun des états finaux $\omega_{t+T} \in \Omega_{t+T}$ la fonction d'utilité suivante:

$$U_{t,\omega_{t+T}}^i(C_{t-T}^i, \dots, C_{t-2}^i, C_{t-1}^i, C_t^i, C_{\omega_{t+1}}^i, C_{\omega_{t+2}}^i, \dots, C_{\omega_{t+T}}^i). \quad (39a)$$

Par exemple, à l'état final d, de l'encadré 4.1, est associé cette fonction d'utilité:

$$U_{t,d}^i(C_{t-2}^i, C_{t-1}^i, C_t^i, C_b^i, C_d^i). \quad (39b)$$

Dans ces conditions, le problème fondamental de l'investisseur i peut être représenté de la sorte (avec $T \rightarrow \infty$):

$$\begin{array}{l} \text{MAX} \\ C_t^i, C_{\omega_{t+s}}^i \\ \omega_{t+s} \in \Omega_{t+s} \\ s=1, 2, \dots, T \end{array} \sum_{\omega_{t+T}} P(\omega_{t+T}|\omega_t) U_{t,\omega_{t+T}}^i(C_{t-T}^i, \dots, C_{t-1}^i, C_t^i, C_{\omega_{t+1}}^i, \dots, C_{\omega_{t+T}}^i) \quad (40a)$$

sujet à la contrainte suivante:

$$C_t^i + \sum_{s=1}^T \sum_{\omega_{t+s}} a_{\omega_{t+s}} C_{\omega_{t+s}}^i = A_t^i. \quad (40b)$$

Il est intéressant de noter que le problème initial de l'individu avec une fonction d'utilité temporellement dissociable (équation 2) est un cas particulier du

problème ci-dessus ($E(X+Y)=E(X) +E(Y)$). Les conditions de premier ordre nous indiquent ici que:

$$\sum_{\omega_{t+T}} P(\omega_{t+T}|\omega_t) \frac{\mathcal{A}_{t,\omega_{t+T}}^i}{\mathcal{X}_t^i} - \lambda_t^i = 0 \quad (41)$$

et

$$\sum_{\omega'_{t+T}} P(\omega'_{t+T}|\omega_t) \frac{\mathcal{A}_{t,\omega'_{t+T}}^i}{\mathcal{X}_{\omega_{t+s}}^i} - a_{\omega_{t+s}} \lambda_t^i = 0, \quad (42)$$

pour tout $\omega_{t+s} \in \Omega_{t+s}$ ($s = 1, 2, \dots$), où ω'_{t+T} représente un éléments du sous-ensemble $\{\Omega_{t+T}|\omega_{t+s}\}$ lequel regroupe les états finaux ω_{t+T} réalisables si l'état ω_{t+s} se réalise (par exemple: $\{\Omega_{t+2}|b\} = \{d, e, f\}$). À partir de l'équation (38) nous pouvons écrire que:

$$P(\omega'_{t+T}|\omega_t) = P(\omega_{t+s}|\omega_t)P(\omega_{t+s+1}|\omega_{t+s})\dots P(\omega'_{t+T}|\omega_{t+T-1}). \quad (43)$$

Comme la probabilité $P(\omega_{t+s}|\omega_t)$ est requise dans le calcul de chacune des probabilités $P(\omega'_{t+T}|\omega_t)$ du sous-ensemble $\{\Omega_{t+T}|\omega_{t+s}\}$, alors en insérant l'équation (43) dans (42) nous obtenons l'égalité suivante:

$$P(\omega_{t+s}|\omega_t) \sum_{\omega'_{t+T}} P(\omega_{t+s+1}|\omega_{t+s})\dots P(\omega'_{t+T}|\omega_{t+T-1}) \frac{\mathcal{A}_{t,\omega'_{t+T}}^i}{\mathcal{X}_{\omega_{t+s}}^i} - a_{\omega_{t+s}} \lambda_t^i = 0. \quad (44)$$

Le prix d'un actif primitif peut dès lors s'exprimer de cette manière:

$$a_{\omega_{t+s}} = P(\omega_{t+s}|\omega_t) h_{\omega_{t+s}}^i, \quad (45a)$$

où

$$h_{\omega_{t+s}}^i = \frac{\sum_{\omega_{t+T}} P(\omega_{t+s+1}|\omega_{t+s}) \dots P(\omega_{t+T}|\omega_{t+T-1}) \frac{\mathcal{A}_{\omega_{t+T}}^i}{\mathcal{A}_{\omega_{t+s}}^i}}{\sum_{\omega_{t+T}} P(\omega_{t+T}|\omega_t) \frac{\mathcal{A}_{\omega_{t+T}}^i}{\mathcal{A}_t^i}}. \quad (45b)$$

Sachant que, selon la théorie de l'arbitrage, le prix d'un actif complexe à l'équilibre est tel que:

$$P_{jt} = \sum_{s=1}^{\infty} \sum_{\omega_{t+s}} D_{j,\omega_{t+s}} a_{\omega_{t+s}}, \quad (46)$$

alors en introduisant l'équation (45) dans (46) nous obtenons une formulation plus générale du résultat de base du modèle de consommation, soit:

$$P_{jt} = E_t \sum_{s=1}^{\infty} \tilde{D}_{j,t+s} \tilde{h}_{t+s}^i. \quad (47)$$

Ce qui peut être réécrit de la façon suivante (en reprenant le raisonnement des équations 6 à 10):

$$P_{jt} = E_t (\tilde{D}_{j,t+1} \tilde{H}_{t+1}^i), \quad (48a)$$

$$\text{où } \tilde{H}_{t+1}^i = \tilde{h}_{t+1}^i + \tilde{h}_{t+2}^i (1 + \tilde{g}_{t+2}) + \tilde{h}_{t+3}^i (1 + \tilde{g}_{t+2})(1 + \tilde{g}_{t+3}) + \dots. \quad (48b)$$

Il en découle que:

$$E_t (\tilde{d}_{j,t+1} \tilde{H}_{t+1}^i) = 1. \quad (49a)$$

De la même façon, si l'économie se situe initialement au temps $t-1$, plutôt qu'au temps t , nous pouvons écrire que:

$$E_{t-1} (\tilde{d}_{jt} \tilde{H}_t^i) = 1. \quad (49b)$$

En prenant l'espérance de chaque côté, il s'ensuit que:

$$E(\tilde{d}_{jt} \tilde{H}_t^i) = 1 . \quad (50)$$

Sur le plan agrégé, en sommant de chaque côté, nous avons:

$$\sum_{i=1}^I E(\tilde{d}_{jt} \tilde{H}_t^i) = I \quad (51)$$

et après simplification nous pouvons écrire que:

$$E(\tilde{d}_{jt} \tilde{H}_t) = 1 , \quad (52a)$$

$$\text{où } \tilde{H}_t = \sum_{i=1}^I \frac{\tilde{H}_t^i}{I} . \quad (52b)$$

En remplaçant \tilde{F}_t par \tilde{H}_t et en reprenant le raisonnement précédent (équation (13) à (18)) nous obtenons:

$$E(\tilde{d}_{jt} - \tilde{d}_{zt}) = E(\tilde{d}_{mt} - \tilde{d}_{zt}) \frac{\text{COV}(\tilde{d}_{jt} - \tilde{d}_{zt}, \tilde{H}_t)}{\text{COV}(\tilde{d}_{mt} - \tilde{d}_{zt}, \tilde{H}_t)} . \quad (53)$$

Ensuite, en supposant, ici aussi, que le mécanisme de génération des rendements en dividendes est donné par l'équation (24), le raisonnement des équations (30) à (32) nous indique cette fois que:

$$E(\tilde{d}_{jt}) = E(\tilde{d}_{zt}) + E(\tilde{d}_{mt} - \tilde{d}_{zt}) \frac{b_j^c \text{COV}(\tilde{g}_t, \tilde{H}_t)}{b_m^c \text{COV}(\tilde{g}_t, \tilde{H}_t)} . \quad (54)$$

Ainsi, les équations (53) et (54) ne montrent rien d'innovateur puisqu'elles donnent bien, après simplification, la version *dividende* du CCAPM que nous avons dérivée dans la section précédente, soit celle fournie par l'équation (33), ou l'équation (36), si on suppose le mécanisme de génération des rendements en dividendes fourni par le modèle de marché de l'équation (34). L'innovation ici réside dans le relâchement de certaines hypothèses dans le but de généraliser le plus possible le modèle, tel que souhaité par Campbell, Lo et Mackinlay (1997). C'est-à-dire que la

fonction d'utilité n'est pas supposée temporellement dissociable et indépendante des états de la nature. De même, l'existence d'un investisseur représentatif de l'ensemble de l'économie n'est pas nécessaire.

4.6. CONCLUSION DU CHAPITRE IV

Nous avons montré, dans ce chapitre, que les principales implications théoriques du CCAPM standard, formulées avec le rendement total, se retrouvent également sous une forme restreinte au rendement en dividendes. Dans le prochain chapitre nous effectuerons un test empirique exploratoire de notre modèle afin de nous faire une idée de sa résistance aux faits, ou de son aptitude à représenter la réalité.

CHAPITRE V

ÉTUDE EMPIRIQUE EXPLORATOIRE

5.1. INTRODUCTION AU CHAPITRE V

Dans ce chapitre, nous présentons la méthodologie, les données et les résultats de notre étude empirique exploratoire fondée sur une implication majeure de notre modèle : une hypothétique relation linéaire entre le rendement en dividendes et le risque des titres. Rappelons que nos travaux théoriques apportent trois nouvelles prédictions au CCAPM (voir le chapitre précédent). La première (D1) a la forme de l'équation d'Euler et veut que le rendement en dividendes d'un titre multiplié par une fonction du taux de croissance de la consommation agrégée donne une valeur unitaire. La seconde (D2) indique qu'il existe une relation linéaire entre le rendement en dividendes attendu d'un titre et la version dividende de son bêta de consommation. La troisième (D3) établit qu'il existe une relation semblable à la précédente, mais avec le bêta classique en version dividende.

Nos résultats (théoriques) veulent donc que les principales prédictions du CCAPM, formulées avec le rendement total d'un actif financier, se retrouvent également sous une forme restreinte au rendement en dividendes. Afin de tester notre modèle, nous pourrions ainsi adapter les tests standards du CCAPM à l'une

de nos trois nouvelles prédictions. Nous choisissons la dernière (prédiction D3) principalement parce que nous désirons éviter les problèmes bien connus liés à l'estimation de la consommation agrégée.¹

Notre méthodologie de test de la prédiction D3 repose a priori, sur une hypothèse déjà avancée par d'autres (Ackert, 1996; Campbell et Shiller 1987), soit que le prix d'un titre est une fonction linéaire du dividende versé. En effet, à partir de cette hypothèse il est possible de démontrer qu'il y a une substitution possible entre le *bêta-dividende* (celui obtenu uniquement avec le rendement en dividendes) et le *bêta classique* (celui obtenu avec le rendement total). Ce résultat n'est pas nouveau. Il a déjà été souligné par Campbell et Mei (1993) mais pour d'autres fins que les nôtres. Combiné à nos travaux, ce résultat donnerait un modèle théorique qui relie explicitement le rendement en dividendes attendu à la mesure de risque la plus connue (le *bêta classique*). Il permettrait aussi d'éviter certains biais² inhérents à l'estimation empirique du *bêta-dividende* et de faciliter, de façon générale, le test de la prédiction retenue (D3).

Le but premier de ce chapitre est de tester notre modèle sur la relation dividende-risque. Comme il s'agit d'un nouveau modèle, notre étude se veut exploratoire. Par ailleurs, il s'agit également d'une façon innovatrice de tester le CCAPM sans recourir à l'estimation de la consommation agrégée.

Notre méthodologie s'inspire des tests classiques de la relation rendement-bêta (Black, Jensen et Scholes, 1972 ; Fama et MacBeth, 1973 ; Calvet et Lefoll, 1988 ; Fama et French, 1992 ; Campbell, Lo et Mackinlay, 1997) et de ceux sur la relation entre le rendement et le bêta de consommation (voir Breeden, Gibbons et Litzenberger, 1989 ; Mankiw et Shapiro, 1986). Mentionnons aussi que notre

¹ Voir également la section 2.3. sur l'estimation de la consommation agrégée.

² Il s'agit principalement du biais de survivance.

méthodologie s'inspire des travaux de Eades (1982), de Lapointe (1996), et d'Atindéhou (1996), bien que les buts qu'ils poursuivaient n'étaient pas exactement les nôtres. Leurs buts étaient plutôt de tester la relation dividende-risque en observant les réactions boursières suite aux variations inattendues du dividende.

Dans la prochaine section 5.2, nous décrivons la méthodologie proposée. Dans la section 5.3 nous présentons les données et analysons les résultats, avant de conclure à la section 5.4.

5.2. MÉTHODOLOGIE

Rappelons d'abord que le rapport entre le dividende versé à t (D_t) sur le prix de l'action au temps $t-1$ (P_{t-1}), donne le rendement périodique en dividendes ($d_t = D_t / P_{t-1}$). Rappelons également que dans une économie à J titres risqués ($j = 1, 2, \dots, J$), où il est possible de former un portefeuille de marché m et un portefeuille z , tel que $\text{COV}(d_{zt}, d_{mt}) = 0$, on peut formuler une version dividende du CAPM (ou du CCAPM unipériodique), soit :

$$E(\tilde{d}_{jt}) = E(\tilde{d}_{zt}) + [E(\tilde{d}_{mt}) - E(\tilde{d}_{zt})] b_j \quad (1)$$

avec

$$b_j = \text{COV}(\tilde{d}_{jt}, \tilde{d}_{mt}) / V(\tilde{d}_{mt}), \quad (2)$$

où E , V et COV symbolisent respectivement l'espérance, la variance et la covariance, tandis que b_j est ce que nous appelons le *bêta en version dividende*, ou plus simplement le *bêta-dividende*. Sans perte de généralité, le modèle peut donc être réécrit de la sorte :

$$E(\tilde{d}_{jt}) = \gamma_o + \gamma_b b_j \quad (3)$$

où $\gamma_0 = E(d_{zt})$ et $\gamma_b = E(d_{mt}) - E(d_{zt})$. Ainsi, un test direct de notre modèle exigerait de connaître les *bêtas-dividendes* des titres, lesquels, à notre connaissance, n'ont jamais été estimés empiriquement. Mais le test de la version dividende du CAPM s'avère également possible à l'aide des *bêtas classiques*, si nous acceptons le lien ci-dessous.

5.2.1. Le lien entre les bêtas

À partir du modèle d'actualisation des dividendes, Ackert (1996), de même que Campbell et Shiller (1987), supposent que le prix d'un titre est une fonction linéaire du dividende versé.³ Ainsi, de leurs modèles de régression, nous avançons l'hypothèse suivante : le cours du titre j au temps t , P_{jt} ($j = 1, 2, \dots, m, \dots, J$), serait un multiple θ du dividende courant D_{jt} , à une erreur près ε_{jt} , soit :

$$\tilde{P}_{jt} = \theta \tilde{D}_{jt} + \tilde{\varepsilon}_{jt} , \quad (4)$$

où ε serait d'espérance nulle ($E[\varepsilon_{jt}] = 0$) et non corrélé avec toute autre variable ($\text{COV}[\varepsilon_{jt}, D_{jt}] = 0$, $\text{COV}[\varepsilon_{jt}, \varepsilon_{kt}] = 0$ avec $j \neq k$, etc.).⁴

De la dernière hypothèse, il est possible de montrer que le *bêta-dividende* (b_j) est proportionnel au *bêta classique* (β_j), lequel s'exprime par :

³ Les résultats récents d'Akert (1996) concernant la relation linéaire entre le prix et les dividendes ne permettent pas de rejeter le modèle d'actualisation des dividendes définis étroitement. En revanche, ses résultats ne sont pas compatibles avec le modèle dans le cas des dividendes larges, englobant les formes irrégulières du dividende (les rachats d'action, par exemple).

⁴ Notons qu'avec Campbell et Shiller (1987) le prix est un multiple du dividende et il n'y pas d'ordonnée à l'origine associée à l'équation (4), tandis qu'avec Ackert (1996) on retrouve une ordonnée à l'origine symbolisée par le paramètre de régression α . Mais, qu'il existe un paramètre α (ou non) associé à l'équation (4), ou qu'il soit différent (ou pas) pour chaque titre, ceci ne modifie en rien nos conclusions relatives au lien entre les bêtas. En effet, puisque l'ajout d'une constante (α), ne modifie pas la covariance entre deux variables x et y ($\text{COV}[\alpha+x, y] = \text{COV}[x, y]$), les manipulations des équations (5) à (11) demeurent les mêmes avec (ou sans) α .

$$\beta_j = \text{COV}(\tilde{r}_{jt}, \tilde{r}_{mt}) / V(\tilde{r}_{mt}), \quad (5a)$$

où r_{jt} est le rendement total du titre j entre $t-1$ et t ($r_t = [P_t + D_t - P_{t-1}] / P_{t-1}$). En insérant la définition du rendement total dans l'équation (5a), nous avons :

$$\beta_j = \text{COV}\left(\frac{\tilde{P}_{jt} + \tilde{D}_{jt} - P_{j,t-1}}{P_{j,t-1}}, \frac{\tilde{P}_{mt} + \tilde{D}_{mt} - P_{m,t-1}}{P_{m,t-1}}\right) / V(\tilde{r}_{mt}). \quad (5b)$$

En insérant l'équation (4) dans (5b), nous obtenons :

$$\beta_j = \text{COV}\left(\frac{\theta \tilde{D}_{jt} + \tilde{\varepsilon}_{jt} + \tilde{D}_{jt} - P_{j,t-1}}{P_{j,t-1}}, \frac{\theta \tilde{D}_{mt} + \tilde{\varepsilon}_{mt} + \tilde{D}_{mt} - P_{m,t-1}}{P_{m,t-1}}\right) / V(\tilde{r}_{mt}) \quad (6)$$

et après simplification :

$$\beta_j = (1 + \theta)^2 \text{COV}(\tilde{d}_{jt}, \tilde{d}_{mt}) / V(\tilde{r}_{mt}). \quad (7)$$

En multipliant de chaque côté par $V(\tilde{d}_{mt})$, il ressort que :

$$\beta_j = \frac{(1 + \theta)^2 V(\tilde{d}_{mt})}{V(\tilde{r}_{mt})} \frac{\text{COV}(\tilde{d}_{jt}, \tilde{d}_{mt})}{V(\tilde{d}_{mt})} \quad (8)$$

ou encore, à partir de la définition du *bêta-dividende* (b_j), que :

$$\beta_j = \frac{(1 + \theta)^2 V(\tilde{d}_{mt})}{V(\tilde{r}_{mt})} b_j \quad (9)$$

et que le *bêta-dividende* est proportionnel au bêta usuel :

$$b_j = \phi \beta_j, \quad (10)$$

où

$$\phi = \frac{V(\tilde{r}_{mt})}{(1+\theta)^2 V(\tilde{d}_{mt})}. \quad (11)$$

Enfin, puisque : $b_m = \beta_m = 1$, alors notre équation (10) montre que : $\phi = 1$, d'où l'équivalence entre le *bêta-dividende* et le *bêta classique* des titres.⁵

Nous obtenons ainsi une relation qui relie explicitement le dividende attendu avec la mesure de risque la plus connue. Plus précisément, les équations (10) et (11) combinées à la version dividende du CCAPM, telle que présentée par l'équation (1), s'exprime par :

$$E(\tilde{d}_{jt}) = E(\tilde{d}_{zt}) + [E(\tilde{d}_{mt}) - E(\tilde{d}_{zt})]\beta_j, \quad (12)$$

ou par :

$$E(\tilde{d}_{jt}) = \alpha_o + \alpha_\beta \beta_j \quad (13)$$

où $\alpha_o = E(d_{zt})$ et $\alpha_\beta = E(d_{mt}) - E(d_{zt})$. Sous sa forme attendue (13), la relation dividende-risque rejoint en simplicité la relation rendement-risque classique et se prête éminemment à l'épreuve empirique.

Par ailleurs, l'estimation du *bêta classique* réduirait le biais de survivance inhérent à l'estimation de sa version dividende, vu que l'estimation classique est possible même s'il y a interruption des dividendes. De plus, le recours à l'estimateur de β_j plutôt qu'à celui de b_j réduirait naturellement le besoin d'élargir (« à la Ackert et Smith, 1993 ») la définition du dividende.⁶ En effet, la principale motivation d'élargir la définition du dividende, dans notre étude, viendrait de la

⁵ Rappelons que Campbell et Mei (1993) ont établi une concordance semblable entre leur *bêta-dividende* et le *bêta classique*.

très grande stabilité observée du dividende au sens étroit par rapport à la variabilité réelle du dividende au sens large. Mais comme le bêta retenu utilise le rendement total, le problème serait moindre. Enfin, mentionnons qu'il existe déjà des données sur les bêtas et que cela devrait faciliter l'estimation du modèle proposé et permettrait la comparaison avec d'autres études.

5.2.2. Le modèle à tester

Nous proposons de tester le lien entre le rendement en dividendes et le bêta à partir du modèle de régression linéaire simple. Notre modèle est le suivant :

$$\tilde{d}_j = \alpha_0 + \alpha_\beta \tilde{\beta}_j + \tilde{\varepsilon}_j \quad (14)$$

où α_0 et α_β sont les paramètres à tirer de la régression, tandis que ε_j est le terme résiduel standard.

En s'inspirant des tests classiques du CAPM (Black, Jensen et Scholes, 1972; Fama et MacBeth, 1973; Calvet et Lefoll, 1988; Fama et French, 1992; Campbell, Lo et MacKinlay, 1997) il importera alors de vérifier si les coefficients obtenus de la relation (14) sont conformes aux implications majeures de notre modèle, soit : 1) il devrait exister une relation linéaire non nulle entre le rendement en dividendes attendu et le bêta, dont la pente serait hypothétiquement négative; 2) l'estimation de l'intersection de la droite ($\hat{\alpha}_0$) devrait s'aligner sur le niveau moyen observé du rendement en dividendes d'un portefeuille d'actions assimilable au portefeuille z (\bar{d}_z); 3) l'estimation de la pente de la droite ($\hat{\alpha}_\beta$) devrait avoir une valeur qui se rapproche de l'écart observé entre le rendement en dividendes moyen du

⁶ La définition étroite du dividende ne retient que les dividendes ordinaires alors que la définition large englobe toutes les distributions, y compris celles liées aux rachats et aux prises de contrôle.

portefeuille de marché \bar{d}_m et celui du portefeuille d'actions assimilable au portefeuille z ($\hat{\alpha}_\beta = \bar{d}_m - \bar{d}_z$).

Toutefois, puisque le rendement en dividendes du portefeuille z demeure, a priori, inconnu, nous avançons, pour des fins d'exploration empirique, l'hypothèse audacieuse suivante : il existe un titre sûr dans l'économie (f), où son rendement total (r_f) est entièrement sous forme de dividendes (d_f). De fait, par définition, le rendement total d'un titre ($r_t = [P_t + D_t - P_{t-1}] / P_{t-1}$) se compose d'une portion revenu (le rendement en dividendes : $d_t = D_t / P_{t-1}$) et d'une portion reliée à la croissance du prix du titre (le rendement en capital : $c_t = [P_t - P_{t-1}] / P_{t-1}$). Plus précisément, le rendement total serait tel que : $r_t = d_t + c_t$. Comme, il est généralement admis que la dernière portion représente la partie la plus incertaine du rendement total, alors on peut supposer qu'un titre sûr exclut toute forme de rendement en capital, d'où l'égalité suivante : $r_f = d_f$.

Ainsi, en acceptant l'hypothèse ci-dessus et en supposant, toujours pour des fins d'exploration empirique, que notre modèle soit dérivable avec le titre sûr, alors la version dividende du CAPM prédirait les observations suivantes : $\hat{\alpha}_0 \cong \bar{r}_f$ et $\hat{\alpha}_\beta \cong (\bar{d}_m - \bar{r}_f)$, où \bar{r}_f représenterait le rendement moyen observé du titre sûr.

Dans la même vaine, rappelons que Black, Jensen et Scholes (1972) ont déjà testé le CAPM via une droite de régression entre le rendement total et le bêta, où l'intersection de la droite devait correspondre aux taux sûr, tandis que la pente devait afficher une valeur se rapprochant de l'écart entre le rendement du marché et celui du taux sûr. Cependant, leurs résultats ont montré que la droite concernée coupait l'axe des rendements nettement au-dessus du taux sûr moyen de la période retenue, alors que la pente observée s'avérait moins forte que celle prédite par le modèle. Cette constatation avait amené Black (1972) à présenter une version du CAPM avec un portefeuille z, où le rendement (total) ne serait pas corrélé avec

celui du marché. Selon le modèle de Black (1972), si on accepte que la relation rendement-risque soit positive, alors l'intersection d'une droite de régression entre le rendement et le bêta devrait s'avérer supérieure (ou égale) au taux sûr moyen observé, mais inférieure au rendement du marché correspondant. De même, la pente de la droite devrait s'avérer supérieure à zéro, mais inférieure (ou égale) à l'écart moyen observé entre le rendement du marché et celui du titre sûr.

Aussi, en appliquant le raisonnement ci-dessus et en acceptant que la relation rendement en dividendes-risque soit négative, alors, selon la version dividende du CAPM (avec portefeuille z), l'intersection de la droite de régression ($\bar{d}_z = \hat{\alpha}_0$) devrait s'avérer supérieure au rendement en dividendes moyen du marché, mais inférieure (ou égale) au taux sûr moyen (\bar{r}_f), soit : $\bar{d}_m < \hat{\alpha}_0 \leq \bar{r}_f$. De même, la pente de la droite ($\hat{\alpha}_\beta = \bar{d}_m - \bar{d}_z$) devrait s'avérer supérieure (ou égale) à l'écart moyen observé entre le rendement du marché et celui du titre sûr, mais inférieure à zéro, soit : $[\bar{d}_m - \bar{r}_f] \leq \hat{\alpha}_\beta < 0$.

5.3. ÉCHANTILLON ET RÉSULTATS

Notre étude est divisée en trois sections. La première comporte trois tests sur trois périodes de cinq ans (1977-1981, 1982-1986 et 1987-1991) où n'entrent que des titres particuliers. La seconde comporte soixante tests mensuels allant d'août 1992 à juillet 1997 et utilise aussi des titres particuliers. La troisième est identique à la précédente, mais utilise des portefeuilles indiciaires (ou sectoriels). Les tests entre 1977 et 1991 utilisent les données sur les actions «torontoises» des fichiers Laval et COMPUSTAT. Ceux liés à la période 1992-1997 n'utilisent que le fichier COMPUSTAT.

5.3.1. Résultats pour les trois périodes de cinq ans (1977-1991)

Nos résultats présentés dans la première partie portent sur les trois périodes suivantes : 1977-1981, 1982-1986 et 1987-1991. À partir du fichier COMPUSTAT, nous avons compilé pour chacune de ces trois périodes, les valeurs d_{jT} lesquelles indiquent le rendement en dividendes annuel par action (avec ajustement pour tout fractionnement). En fait, la variable d_{jT} , qui est directement fournie par COMPUSTAT, mesure le ratio D_{jT}/P_{jT} , où D_{jT} représente le dividende total par action ordinaire versé par la firme j pour l'année T , alors que P_{jT} représente le prix correspondant de fin d'année.⁷ Notons que le recours au ratio D_T/P_T plutôt qu'au ratio D_T/P_{T-1} est d'abord motivé par l'information financière diffusée par la «TSE-Review», laquelle présente le rendement en dividendes («Dividend Yield») à partir de D_T/P_T . De plus, Fama et French (1988) utilisent également le ratio D_T/P_T comme mesure empirique du rendement en dividendes. Enfin, l'estimation empirique du rendement en dividendes moyen d'un titre sur cinq ans tel que calculé par Eades (1982) représente en fait une moyenne sur cinq ans du ratio D_T/P_T .

De ces observations il nous a été possible de calculer le ratio moyen \bar{d}_j sur cinq ans, tel que décrit ci-dessous. Pour chacune des périodes, seules les entreprises ayant versées au moins un dividende en cinq ans ont été retenues. Ainsi, le nombre d'années dans le calcul de \bar{d}_j a parfois été inférieur à 5 pour certaines firmes ($N = 1, 2, 3, 4$, ou 5) avec une moyenne supérieure à 4.5 pour l'échantillon, et ceci pour chacune des trois périodes. De plus, les entreprises retenues devaient figurer à la fois sur COMPUSTAT et dans le fichier Laval.

Ensuite, à partir des rendements mensuels (r_{jt}) fournis par le fichier Laval et de la routine de calcul incluse dans le logiciel, il nous a été possible de compiler sur

⁷ Il s'agit de la variable DVYDF sur COMPUSTAT «Dividend Yield Fiscal Year End (Company)».

60 mois les estimateurs bêtas ($\hat{\beta}_j$) et les écarts types ($\hat{\sigma}_j$) tel que décrit ci-dessous. Le rendement du marché (r_{mt}) retenu est celui du TSE-300. Plus précisément, les estimateurs ci-dessous ont été calculés pour chacune des trois périodes :

$$\bar{d}_j = \frac{1}{N} \sum_{T=1}^N d_{jT} \quad (N=1, 2, 3, 4, \text{ ou } 5) \quad (15)$$

$$\hat{\beta}_j = \frac{\sum_{t=1}^{60} (r_{jt} - \bar{r}_j)(r_{mt} - \bar{r}_m)}{\sum_{t=1}^{60} (r_{mt} - \bar{r}_m)^2} \quad (16)$$

$$\hat{\sigma}_j = \left[\frac{1}{60} \sum_{t=1}^{60} (r_{jt} - \bar{r}_j)^2 \right]^{1/2} \quad (17)$$

Quant au taux sûr moyen (\bar{r}_r) nous l'avons estimé, comme Calvet et Lefoll (1988), par le rendement moyen sur les bons du Trésor. Plus précisément, pour la période 1977-1991, nous avons compilé les taux annualisés sur les bons du Trésor à 91 jours, fournis avec fréquence annuelle par la banque de données CANSIM, puis trouvé : la moyenne, l'écart type, le maximum et le minimum de chacune des trois sous-périodes retenues.

Les annexes A, B et C présentent les mesures concernées pour chacune des entreprises retenues et pour chacune des trois périodes. Le tableau 5-1 les résume.

TABLEAU 5-1
Statistiques descriptives des titres canadiens pour les périodes :
1977-1981, 1982-1986 et 1987-1991

Période	Taille	Statistiques	\bar{d}_j	$\hat{\beta}_j$	$\hat{\sigma}_j$	r_f
1977-1981	57	Moyenne	0.0448	0.9515	0.0931	0.1159
		Écart type	0.0189	0.4811	0.0305	0.0408
		Maximum	0.0876	2.3030	0.1645	0.1778
		Minimum	0.0061	-0.0010	0.0435	0.0735
		TSE-300	0.0426	1.0000	0.0512	-----
1982-1986	125	Moyenne	0.0329	0.8139	0.0924	0.1054
		Écart type	0.0190	0.3619	0.0516	0.0201
		Maximum	0.0844	2.2752	0.5776	0.1383
		Minimum	0.0024	0.0604	0.0428	0.0899
		TSE-300	0.0341	1.0000	0.0465	-----
1987-1991	184	Moyenne	0.0353	0.9314	0.0921	0.1025
		Écart type	0.0228	0.3863	0.0354	0.0204
		Maximum	0.1526	1.9433	0.2290	0.1281
		Minimum	0.0013	-0.2809	0.0307	0.0817
		TSE-300	0.0334	1.0000	0.0473	-----

Les estimations ci-dessus viennent des équations (15) à (17) où, pour un titre j : \bar{d}_j = son rendement en dividendes annuel moyen, β_j = son bêta classique; $\hat{\sigma}_j$ = l'écart type de ses rendements totaux mensuels. Les statistiques sur le TSE-300 ont été calculées à partir des valeurs concernées pour la fin de chacune des années, celles sur le taux sûr, r_f , à partir du rendement annualisé des bons du Trésor à 91 jours.

Ainsi, du tableau 5-1 on remarque que dans l'ensemble les valeurs obtenues ne sont pas incohérentes. Le rendement en dividendes moyen des échantillons pour chacune des périodes est de 4.48%, 3.29% et 3.53%, ce qui correspond assez bien à celui de l'indice TSE-300 (4.26%, 3.41% et 3.34%). L'écart type moyen des rendements totaux mensuels de l'échantillon (9.31%, 9.24% et 9.21%), affiche des valeurs toujours inférieures à celles de l'indice TSE-300 (5.12%, 4.65% et 4.73%), ce qui s'avère cohérent avec la théorie de portefeuille, puisque l'écart type des rendements d'un portefeuille doit normalement être inférieur à la moyenne des écarts types qui le composent. De plus, le bêta moyen est toujours légèrement inférieur à sa valeur théorique (1), ce qui n'a rien d'inattendu sachant que toutes les firmes échantillonnées ont versé au moins une fois des dividendes et qu'on doit s'attendre à ce qu'en moyenne une firme qui verse des dividendes soit plus stable dans ses rendements et donc moins risquée qu'une firme qui n'en verse pas. Enfin, le taux sûr moyen (0.1159, 0.1054 et 0.1025) affiche des valeurs plutôt élevées pour ce type de titre, mais rappelons qu'à cette époque les taux d'intérêt ont connu des niveaux exceptionnellement hauts (comme on peut en juger par les valeurs maximales et minimales observées).

Le tableau 5-2 renferme les résultats des premières régressions selon l'équation (14), reliant le rendement en dividendes (estimé par la moyenne \bar{d}_j) et le bêta (estimé par le paramètre $\hat{\beta}_j$). Comme Eades (1982) et Lapointe (1996), la méthode utilisée est celle des moindres carrés ordinaires (MCO). Nous dégageons ce qui suit du tableau 5-2.

Tel que prévu, l'ordonnée à l'origine est toujours positive ($\hat{\alpha}_0 = 6.07\%$, 4.57% , 5.05%) et la statistique t usuelle ($t[\alpha_0] = 11.94, 11.37, 11.99$) montre qu'elle est significative à un seuil de 1%. De plus, son niveau ne permet pas de rejeter le modèle avec portefeuille z , puisqu'il se situe entre le rendement en dividendes moyen observé du marché et le taux sûr correspondant ($\bar{d}_m < \hat{\alpha}_0 \leq \bar{r}_f$). Plus

précisément, à partir du rendement en dividendes moyen observé pour le TSE-300 ($\bar{d}_m = 0.0426, 0.0341, 0.0353$) et du taux sûr moyen observé pour les bons du Trésors ($\bar{r}_f = 0.1159, 0.1054, 0.1025$) on observe que : $(0.0426 < 0.0607 < 0.1159)$, $(0.0341 < 0.0457 < 0.1054)$ et $(0.0353 < 0.0505 < 0.1025)$.

Ensuite, tel qu'attendu, la pente de la droite est toujours négative ($\hat{\alpha}_\beta = -1.68\%, -1.56\%, -1.64\%$), et la statistique t ($t[\alpha_\beta] = -3.51, -3.47, -3.92$) montre que la variable β_j est toujours significative à un seuil de 1%. De même, son niveau ne permet pas de rejeter le modèle avec portefeuille z , puisqu'il s'avère supérieure à l'écart moyen observé entre le rendement du marché et le taux sûr, mais inférieure à zéro ($[\bar{d}_m - \bar{r}_f] \leq \hat{\alpha}_\beta < 0$). Plus exactement, à partir de l'écart moyen observé entre le rendement en dividendes du TSE-300 et le taux sur les bons du Trésors ($[\bar{d}_m - \bar{r}_f] = -0.0733, -0.0713, \text{ et } -0.0691$) on voit que la pente de la régression concernée se situe entre les bornes prédites par le modèle, soit telle que : $(-0.0733 < -0.0168 < 0)$, $(-0.0713 < -0.0156 < 0)$ et $(-0.0691 < -0.0164 < 0)$.

Globalement, les résultats ci-dessus ne permettent pas de rejeter notre modèle (avec le portefeuille z). Ils supportent comme Eades (1982), Bar-Yosef et Huffman (1986), Lapointe (1996) et Atindéhou (1996), l'existence d'une relation dividende-risque qui soit négative. De plus, la taille moyenne des paramètres estimés ($\hat{\alpha}_0$ et $\hat{\alpha}_\beta$) s'avère semblable à celle mesurés par Eades (1982)⁸. Enfin, vu les taux exceptionnellement élevés sur les bons du Trésors de la période retenue, il aurait été surprenant d'observer des paramètres conformes à la version «taux sûr» de notre modèle.

⁸ Voir le modèle (1) de notre tableau 3-1 de la page 64.

TABLEAU 5-2
Rendement en dividendes moyen en fonction du bêta, pour les titres,
selon les périodes : 1977-1981, 1982-1986 et 1987-1991

$$\text{Modèle : } \tilde{d}_j = \alpha_0 + \alpha_\beta \tilde{\beta}_j + \tilde{\varepsilon}_j$$

Période	Taille	$\hat{\alpha}_0$ (t[α_0])	$\hat{\alpha}_\beta$ (t[α_β])	R2	$\bar{d}_{TSE} - \bar{r}_f$
1977-1981	57	0.0607 (11.94)**	-0.0168 (-3.51)**	0.1828 -	-0.0733 -
1982-1986	125	0.0457 (11.37)**	-0.0156 (-3.47)**	0.0883 -	-0.0713
1987-1991	184	0.0505 (11.99)**	-0.0164 (-3.92)**	0.0774 -	-0.0691
Moyenne		0.0523	-0.0163	0.1162	0.0712

** Significatif au seuil de 1%

NB : d_j = le rendement en dividendes annuel moyen du titre j et β_j = le bêta classique du titre. Les paramètres $\hat{\alpha}_0$ et $\hat{\alpha}_\beta$ représentent respectivement les estimateurs de α_0 et α_β . La dernière ligne correspond à la moyenne arithmétique des valeurs de la colonne concernée, excluant les valeurs entre parenthèses. De plus, \bar{r}_f = le rendement annualisé moyen des bons du Trésor à 91 jours et \bar{d}_{TSE} = le rendement en dividendes annuel moyen du TSE-300.

Afin de vérifier si le bêta dominait l'écart type des rendements totaux (σ_j), comme mesure de risque, nous avons également inclus cette dernière variable dans notre régression. Les principaux résultats (présentés au tableau 5-3) montrent que le paramètre α_β demeure toujours négatif, et s'avère significatif (au seuil de 1%)

deux fois sur trois, tandis que le paramètre associé à l'écart type (α_s) n'est pas significatif deux fois sur trois (à un seuil de 5%). Ainsi, nos derniers résultats supportent plus qu'ils n'infirmement notre modèle, puisque le bêta tend à dominer l'écart type des rendements comme variable explicative du rendement en dividendes.

Par ailleurs, mentionnons que notre examen des résidus n'a décelé aucun signe d'hétérovariance ou d'autocorrélation (voir l'annexe F). D'ailleurs, le recours (partiel) à la méthode des moindres carrés pondérés (MCP ou WLS)⁹ a donné des résultats pratiquement identiques à ceux déjà présentés (voir le tableau 5-4). En revanche, l'instabilité reconnue des bêtas (Atindéhou, 1996) et des prix nous incite (voir la section 5.3.2.) à étendre notre étude sur plusieurs périodes, tandis que le «brouillage¹⁰» statistique sur les titres individuels, évoqué antérieurement par plusieurs auteurs, dont Miller et Scholes (1972), nous conduit dans la section 5.3.3. à recourir à des portefeuilles (Fama et French, 1992 ; Fama, 1998 ; Chalmers et Kadlec, 1998 ; etc.).

⁹ Pour la méthode des MCP, la variable servant à la pondération est directement fournie par SPSS à partir des résidus standardisés.

¹⁰ Le «brouillage» statistique mentionné ci-dessus viendrait de la surestimation des grandes mesure de risque et de la sous-estimation des petites.

TABLEAU 5-3

Rendement en dividendes moyen en fonction du bêta et de l'écart type du rendement, pour les titres, selon les périodes : 1977-1981, 1982-1986 et 1987-1991 (estimation à l'aide des moindres carrés ordinaires)

$$\text{Modèle : } \tilde{d}_j = \alpha_0 + \alpha_\beta \tilde{\beta}_j + \alpha_\sigma \tilde{\sigma}_j + \tilde{\varepsilon}_j$$

Période	Nombre	$\hat{\alpha}_0$ (t[α_0])	$\hat{\alpha}_\beta$ (t[α_β])	$\hat{\alpha}_\sigma$ (t[α_σ])	R2
1977-1981	57	0.0761 (11.01)**	-0.0027 (-0.415)	-0.3083 (-3.05)**	0.3027 --
1982-1986	125	0.0497 (10.87)**	-0.0141 (-3.12)**	-0.0575 (-1.81)	0.1120 --
1987-1991	184	0.0551 (10.72)**	-0.0139 (-3.13)**	-0.0742 (-1.53)	0.0892 --

** Significatif au seuil de 1%

* Significatif au seuil de 5%

NB : d_j = le rendement en dividendes annuel moyen du titre j , β_j = le bêta du titre j , σ_j = l'écart type du rendement total du titre j . Les paramètres $\hat{\alpha}_0$, $\hat{\alpha}_\beta$ et $\hat{\alpha}_\sigma$ représentent respectivement les estimateurs de α_0 , α_β et α_σ .

TABLEAU 5-4

Rendement en dividendes moyen en fonction du bêta et de l'écart type du rendement, pour les titres, selon les périodes : 1977-1981, 1982-1986 et 1987-1991 (estimation à l'aide des moindres carrés pondérés)

$$\text{Modèle : } \tilde{d}_j = \alpha_0 + \alpha_\beta \tilde{\beta}_j + \alpha_\sigma \tilde{\sigma}_j + \tilde{\varepsilon}_j$$

Période	Nombre	$\hat{\alpha}_0$ (t[α_0])	$\hat{\alpha}_\beta$ (t[α_β])	$\hat{\alpha}_\sigma$ (t[α_σ])	R2
1977-1981	57	0.0766 (11.66)**	-0.0030 (-0.537)	-0.3127 (-3.42)**	0.3360 --
1982-1986	125	0.0473 (11.14)**	-0.0148 (-3.41)**	-0.0257 (-1.38)	0.1017 --
1987-1991	184	0.0530 (10.78)**	-0.0129 (-3.09)**	-0.0659 (-1.46)	0.0830 --

** Significatif au seuil de 1%

* Significatif au seuil de 5%

NB : d_j = le rendement en dividendes annuel moyen du titre j , β_j = le bêta du titre j , σ_j = l'écart type du rendement total du titre j . Les paramètres $\hat{\alpha}_0$, $\hat{\alpha}_\beta$ et $\hat{\alpha}_\sigma$ représentent respectivement les estimateurs de α_0 , α_β et α_σ .

5.3.2. Résultats mensuels mobiles avec titres (1992-1997)

Les résultats ci-présentés portent sur la période allant d'août 1992 à juillet 1997 et sur des titres particuliers. Toujours à partir des données COMPUSTAT, nous avons compilé, pour chacun des 60 mois, les valeurs d_{jt} ($j = 1, 2, \dots, J$; $t = 1, 2, \dots, 60$) égales au rendement en dividendes du titre j au mois t . Plus précisément, la variable d_{jt} mesure le dernier dividende versé jusqu'à ce mois multiplié par le nombre de versements annuels, divisé par le prix courant à la fin du mois. Par exemple, avec un dividende par action de 1\$, en mars, juin et septembre, puis de 1.2\$ en décembre, et des cours de 100\$ puis de 110\$ en fin de juillet et décembre, alors le rendement en dividendes de juillet serait de 4% ($= 4 \times 1 / 100$) et de 4.4% ($= 4 \times 1.2 / 110$) en décembre. Ensuite, à partir de COMPUSTAT, nous avons compilé les valeurs $\hat{\beta}_{jt}$ ($j = 1, 2, \dots, J$; $t = 1, 2, \dots, 60$) égales au bêta du titre j pour le mois t .

Les bêtas de juillet 1997 (*beta [jul97]*) proviennent des rendements mensuels allant d'août 1992 à juillet 1997, ceux de juin 1997 (*beta[jun97]*) proviennent des rendements mensuels allant de juillet 1992 à juin 1997 et ainsi de suite, jusqu'à ceux d'août 1992 utilisant les rendements de juillet 1987 à août 1992. Le calcul des bêtas observés ($\hat{\beta}_j$) se conforme à la formule standard (équation 16), avec le rendement du TSE-300 comme portefeuille de marché.¹¹

L'annexe D présente le rendement en dividendes observé et le bêta observé (*beta[jul97]*) pour les 257 entreprises retenues en juillet 1997.¹² Le tableau 5-5 présente pour sa part quelques statistiques descriptives pour chacun des 60 mois

¹¹ Pour obtenir deux bêtas mensuels successifs on a 59 observations sur 60 qui sont communes aux deux calculs, d'où la ressemblance des bêtas successifs.

¹² Nous pourrions évidemment présenter une autre annexe pour les entreprises retenues en juin 1997, puis en mai 1997 et ainsi de suite jusqu'en août 1992, mais ceci exigerait trop d'espace (environ 360 pages = 6 X 60).

étudiés (Moy = moyenne, σ = écart type). On remarque que le rendement en dividendes moyen est passé de 4.75% en août 1992 à 2.13% en juillet 1997 pour une moyenne de 3.48% sur les 60 mois. Cette baisse s'explique sans doute davantage par l'augmentation des cours boursiers que par la diminution des dividendes versés. En effet, les marchés boursiers (tant canadiens qu'américains) ont connu une forte croissance pour la période retenue. Pour sa part, l'indice boursier du TSE-300 est passé de 3403 en août 1992 à 6877 en juillet 1997. En moyenne, pour les 60 échantillons, le bêta se situe à 0.85 et donc sous la valeur théorique (1). Ceci reflète, encore une fois, que notre échantillon est naturellement biaisé en faveur des firmes «à dividendes», donc à revenus plus stables et à bêta moindre. Pour ce qui est du taux des bons du Trésors, on remarque que son niveau moyen observé ($\bar{r}_f = 0.0522$) se rapproche davantage du niveau attendu pour un titre sûr. Par ailleurs, afin de caractériser nos données nous avons indiqué les tailles de l'échantillon initial (taille1) et final (taille2). La taille1 représente le nombre de titres (dans COMPUSTAT) présentant des données sur les bêtas, tandis que la taille2 représente le nombre de titres avec dividendes. En moyenne les titres avec dividendes représente donc 38% (239/630.25) de notre échantillon initial.

Le tableau 5-6 donne les résultats des 60 régressions mensuelles successives en coupe, entre le rendement en dividendes annualisé au mois t et le bêta mobile correspondant, sur la période août 1992 - juillet 1997, selon le modèle suivant :

$$\tilde{d}_{jt} = \alpha_{0t} + \alpha_{\beta t} \tilde{\beta}_{jt} + \tilde{\varepsilon}_{jt} \quad (t = 1, 2, \dots, 60)$$

où α_{0t} et $\alpha_{\beta t}$ sont les coefficients à déterminer par la régression tandis que ε_{jt} est le terme aléatoire standard. Vu l'instabilité reconnue des prix et des bêtas estimés (Atindéhou, 1996), la succession de régressions en coupe nous permet de nous assurer que les résultats ne changent pas significativement avec les mois.

TABLEAU 5-5
Statistiques descriptives des titres pour chacun des 60 mois compris
entre août 1992 et juillet 1997

No	Mois	<u>Taille1</u>	<u>Taille2</u>	<u>Moy(d)</u>	<u>σ(d)</u>	<u>Moy(β)</u>	<u>σ(β)</u>	<u>r_t</u>
1	Août 92	557	221	0.0475	0.0539	0.9580	0.5910	0,0492
2	Sep. 92	561	221	0.0486	0.0539	0.9440	0.5910	0,0550
3	Oct. 92	562	216	0.0494	0.0557	0.8980	0.6710	0,0710
4	Nov. 92	558	220	0.0503	0.0564	0.8860	0.6670	0,0723
5	Déc. 92	562	220	0.0492	0.0567	0.8900	0.6630	0,0745
6	Jan. 93	562	221	0.0498	0.0585	0.8950	0.6640	0,0671
7	Fév. 93	566	220	0.0482	0.0559	0.8980	0.6490	0,0611
8	Mars 93	564	221	0.0450	0.0511	0.9090	0.6350	0,0534
9	Avril. 93	565	217	0.0436	0.0488	0.9080	0.5980	0,0519
10	Mai 93	564	218	0.0423	0.0490	0.9130	0.5950	0,0503
11	Juin 93	572	221	0.0415	0.0494	0.9120	0.5960	0,0472
12	Juillet. 93	562	220	0.0399	0.0463	0.9120	0.5920	0,0431
13	Août 93	569	224	0.0381	0.0395	0.9110	0.6140	0,0437
14	Sep. 93	567	224	0.0386	0.0404	0.9040	0.5850	0,0473
15	Oct. 93	575	226	0.0368	0.0403	0.8960	0.5820	0,0456
16	Nov. 93	572	223	0.0362	0.0413	0.8770	0.5810	0,0416
17	Déc. 93	574	226	0.0355	0.0410	0.8760	0.5760	0,0390
18	Jan. 94	576	227	0.0345	0.0382	0.8590	0.5470	0,0371
19	Fév. 94	582	230	0.0365	0.0365	0.8700	0.5680	0,0376
20	Mars 94	585	225	0.0356	0.0373	0.8580	0.5430	0,0437
21	Avril 94	585	231	0.0353	0.0344	0.8560	0.5410	0,0585
22	Mai 94	585	230	0.0353	0.0341	0.8520	0.5400	0,0619
23	Juin 94	588	236	0.0378	0.0352	0.8570	0.5050	0,0642
24	Juillet 94	588	235	0.0362	0.0332	0.8620	0.5100	0,0606
25	Août 94	591	238	0.0358	0.0341	0.8540	0.5030	0,0548
26	Sep. 94	593	239	0.0360	0.0341	0.8570	0.5040	0,0545
27	Oct. 94	590	237	0.0359	0.0333	0.8570	0.5050	0,0537
28	Nov. 94	593	238	0.0371	0.0375	0.8630	0.5060	0,0562
29	Déc. 94	604	240	0.0360	0.0333	0.8620	0.5020	0,0671
30	Jan. 95	610	241	0.0372	0.0354	0.8640	0.5120	0,0759
31	Fév. 95	612	240	0.0370	0.0344	0.8610	0.5090	0,0785
32	Mars 95	618	242	0.0359	0.0344	0.8540	0.5050	0,0822
33	Avril 95	620	243	0.0356	0.0323	0.8380	0.5260	0,0805
34	Mai 95	622	240	0.0328	0.0284	0.8630	0.5300	0,0743
35	Juin 95	627	239	0.0328	0.0284	0.8640	0.5280	0,0688
36	Juillet 95	630	241	0.0315	0.0271	0.8710	0.5220	0,0657
37	Août 95	634	240	0.0322	0.0297	0.8740	0.5320	0,0654

Tab. 5-5
(suite)

No	Mois	<u>Taille1</u>	<u>Taille2</u>	<u>Moy(d)</u>	<u>σ(d)</u>	<u>Moy(β)</u>	<u>σ(β)</u>	<u>r_f</u>
38	Sep. 95	638	240	0.0327	0.0322	0.8620	0.5470	0,0651
39	Oct. 95	647	243	0.0331	0.0306	0.8560	0.5516	0,0648
40	Nov. 95	656	245	0.0327	0.0309	0.8390	0.5480	0,0588
41	Déc. 95	664	247	0.0321	0.0287	0.8380	0.5470	0,0579
42	Jan. 96	684	248	0.0311	0.0309	0.8290	0.5490	0,0542
43	Fév. 96	686	250	0.0309	0.0289	0.7790	0.5290	0,0511
44	Mars 96	689	250	0.0308	0.0291	0.7840	0.5210	0,0512
45	Avril 96	693	251	0.0299	0.0303	0.7930	0.5210	0,0494
46	Mai 96	689	253	0.0296	0.0301	0.7880	0.5230	0,0469
47	Juin 96	708	257	0.0291	0.0281	0.7940	0.5220	0,0470
48	Juillet 96	708	254	0.0300	0.0315	0.8030	0.5140	0,0459
49	Août 96	718	256	0.0289	0.0283	0.8040	0.5020	0,0412
50	Sep.96	719	256	0.0280	0.0271	0.8010	0.5000	0,0394
51	Oct. 96	719	255	0.0265	0.0273	0.8150	0.4860	0,0337
52	Nov. 96	720	257	0.0251	0.0272	0.8120	0.4550	0,0285
53	Déc. 96	729	258	0.0253	0.0271	0.8100	0.4560	0,0286
54	Jan. 97	730	256	0.0244	0.0247	0.8130	0.4530	0,0284
55	Fév. 97	731	258	0.0237	0.0237	0.8110	0.4510	0,0286
56	Mars 97	735	257	0.0244	0.0240	0.8170	0.4450	0,0305
57	Avril 97	731	258	0.0243	0.0245	0.8070	0.4440	0,0317
58	Mai 97	729	258	0.0232	0.0265	0.8170	0.4400	0,0305
59	Juin 97	724	257	0.0228	0.0271	0.8190	0.4390	0,0290
60	Juillet 97	723	257	0.0213	0.0254	0.8160	0.4380	0,0323
Moyenne		630.25	239	0.0348	0.0359	0.8548	0.0538	0.0522
Écart type		2.25	13.9	0.0074	0.0098	0.0414	0.0603	0.0148
Minimum		557	216	0.0213	0.0237	0.7790	0.4380	0.0284
Maximum		735	258	0.0503	0.0585	0.9580	0.6710	0.0822

NB : d = rendement en dividendes, β = bêta classique, Moy = moyenne, σ = écart type, r_f = taux sur les bons du Trésor à 91 jours. La taille1 représente la taille de l'échantillon initial, la taille2, celle des titres avec dividendes.

TABLEAU 5-6
Rendement en dividendes (d_{jt}) en fonction du bêta (β_{jt}), pour les titres,
selon chacun des mois compris entre août 1992 et juillet 1997

$$\text{Modèle : } \tilde{d}_{jt} = \alpha_{t0} + \alpha_{t\beta} \tilde{\beta}_{jt} + \tilde{\varepsilon}_{jt}$$

No	Mois	Taille	$\hat{\alpha}_0$	$t[\alpha_0]$	$\hat{\alpha}_\beta$	$t[\alpha_\beta]$	R2
1	Août 92	221	0.0643	9.4430**	-0.0175	-2.8980**	0.0369
2	Sep. 92	221	0.0657	9.7880**	-0.0181	-3.0010**	0.0395
3	Oct. 92	216	0.0604	9.6020**	-0.0123	-2.1880*	0.0220
4	Nov. 92	220	0.0614	9.7860**	-0.0126	-2.2260*	0.0222
5	Déc. 92	220	0.0622	9.8240**	-0.0146	-2.5630*	0.0293
6	Janv. 93	221	0.0620	9.4600**	-0.0136	-2.3166*	0.0239
7	Fév. 93	220	0.0613	9.6370**	-0.0147	-2.5530*	0.0290
8	Mars 93	221	0.0573	9.6260**	-0.0134	-2.5030*	0.0278
9	Avril 93	217	0.0558	9.3660**	-0.0135	-2.4570*	0.0273
10	Mai 93	218	0.0549	9.1240**	-0.0138	-2.5010*	0.0281
11	Juin 93	221	0.0540	8.9800**	-0.0138	-2.4950*	0.0277
12	Juillet 93	220	0.0515	9.0730**	-0.0127	-2.4290*	0.0263
13	Août 93	224	0.0461	9.8190**	-0.0088	-2.0620*	0.0188
14	Sep. 93	224	0.0478	9.6830**	-0.0102	-2.2220*	0.0218
15	Oct. 93	226	0.0465	9.5320**	-0.0108	-2.3640*	0.0244
16	Nov. 93	223	0.0460	9.2520**	-0.0111	-2.3560*	0.0245
17	Déc. 93	226	0.0456	9.2730**	-0.0115	-2.4430*	0.0260
18	Janv. 94	227	0.0452	9.7100**	-0.0125	-2.7340**	0.0322
19	Fév. 94	230	0.0449	10.317**	-0.0116	-2.7600**	0.0323
20	Mars 94	225	0.0463	10.088**	-0.0124	-2.7520**	0.0329
21	Avril 94	231	0.0459	10.972**	-0.0123	-2.9830**	0.0374
22	Mai 94	230	0.0460	11.116**	-0.0125	-3.0500**	0.0392
23	Juin 94	236	0.0509	11.502**	-0.0153	-3.4290**	0.0479
24	Juillet 94	235	0.0476	11.400**	-0.0132	-3.1690**	0.0431
25	Août 94	238	0.0486	11.435**	-0.0151	-3.5140**	0.0497
26	Sep. 94	239	0.0489	11.473**	-0.0151	-3.5110**	0.0494
27	Oct. 94	237	0.0490	11.767**	-0.0153	-3.6540**	0.0538
28	Nov. 94	238	0.0507	12.013**	-0.0158	-3.7460**	0.0561
29	Déc. 94	240	0.0497	11.916**	-0.0158	-3.7880**	0.0569
30	Janv. 95	241	0.0504	11.504**	-0.0152	-3.4780**	0.0480
31	Fév. 95	240	0.0490	11.461**	-0.0142	-3.3200**	0.0443
32	Mars 95	242	0.0489	11.498**	-0.0152	-3.5340**	0.0495
33	Avril 95	243	0.0468	11.280**	-0.0134	-3.4870**	0.0480
34	Mai 95	240	0.0426	12.405**	-0.0114	-3.3700**	0.0415
35	Juin 95	239	0.0427	12.351**	-0.0115	-3.3690**	0.0457

Tableau 5-6 (suite)

No	Mois	Taille	$\hat{\alpha}_0$	$t[\alpha_0]$	$\hat{\alpha}_\beta$	$t[\alpha_\beta]$	R2
36	Juillet 95	241	0.0407	12.199**	-0.0106	-3.2190**	0.0415
37	Août 95	240	0.0407	11.177**	-0.0097	-2.7260**	0.0300
38	Sep. 95	240	0.0410	10.661**	-0.0096	-2.5570*	0.0270
39	Oct. 95	243	0.0394	10.900**	-0.0073	-2.0630*	0.0170
40	Nov. 95	245	0.0384	10.647**	-0.0069	-1.9030	0.0150
41	Déc. 95	247	0.0376	11.294**	-0.0066	-1.9700*	0.0160
42	Janv. 96	248	0.0378	10.689**	-0.0080	-2.2370*	0.0200
43	Fév. 96	250	0.0367	11.370**	-0.0075	-2.1890*	0.0190
44	Mars 96	250	0.0373	11.335**	-0.0083	-2.3690*	0.0220
45	Avril 96	251	0.0366	10.606**	-0.0085	-2.3260*	0.0210
46	Mai 96	253	0.0370	10.909**	-0.0093	-2.5990**	0.0223
47	Juin 96	257	0.0368	11.715**	-0.0098	-2.9580**	0.0332
48	Juillet 96	254	0.0396	10.959**	-0.0120	-3.1510**	0.0379
49	Août 96	256	0.0379	11.557**	-0.0114	-3.2780**	0.0410
50	Sep. 96	256	0.0365	11.597**	-0.0106	-3.1900**	0.0390
51	Oct. 96	255	0.0356	10.843**	-0.0112	-3.2190**	0.0390
52	Nov. 96	257	0.0352	10.336**	-0.0125	-3.4160**	0.0440
53	Déc. 96	258	0.0351	10.418**	-0.0121	-3.3450**	0.0420
54	Janv. 97	256	0.0330	10.580**	-0.0106	-3.1540**	0.0380
55	Fév. 97	258	0.0325	10.847**	-0.0107	-3.3280**	0.0380
56	Mars 97	258	0.0339	11.021**	-0.0115	-3.4890**	0.0460
57	Avril 97	258	0.0339	10.958**	-0.0120	-3.5550**	0.0470
58	Mai 97	258	0.0349	10.306**	-0.0143	-3.9220**	0.0570
59	Juin 97	257	0.0345	9.8810**	-0.0143	-3.8050**	0.0537
60	Juillet 97	257	0.0321	9.8230**	-0.0132	-3.7320**	0.0518
Moyenne		239	0.0452	10.6351**	-0.0122	-2.9154**	0.0354
Écart type		13.9	0.0090	0.92610	0.0026	0.5562	0.0118
Minimum		216	0.0321	8.9800**	-0.0181	-3.9220**	0.0150
Maximum		258	0.0657	12.4050**	-0.0011	-1.9030	0.0570

** Significatif au seuil de 1%

* Significatif au seuil de 5%

NB : d_{jt} = le rendement en dividendes annuel du titre j pour le mois t, β_{jt} = le bêta classique du titre j pour le mois t. Les paramètres $\hat{\alpha}_0$ et $\hat{\alpha}_\beta$ représentent respectivement les estimateurs de α_0 et α_β .

Nous dégageons maintenant ce qui suit du tableau 5-6. Tel que prévu, l'ordonnée à l'origine est toujours positive (60 fois sur 60). Sa valeur varie entre 3.21% et 6.57% avec une moyenne de 4.52% ($\bar{\alpha}_0$), tandis que la statistique t ($t[\alpha_0]$) montre que le paramètre en question est toujours significatif au seuil de 1%. De plus, sa taille moyenne ne permet pas de rejeter le modèle avec portefeuille z , puisqu'elle se situe entre le rendement en dividendes observé du marché et le taux sûr correspondant ($\bar{d}_m < \bar{\alpha}_0 \leq \bar{r}_f$). En effet, à partir du rendement en dividendes moyen observé pour le TSE-300 ($\bar{d}_m = 0.0230$)¹³ et du taux sûr moyen observé pour les bons du Trésors ($\bar{r}_f = 0.0522$), on observe que : $0.0230 < 0.0452 \leq 0.0522$.

Ensuite, tel qu'attendu, la pente de la droite est toujours négative (60 fois sur 60). Sa valeur varie entre -0.11% et -1.81% avec une moyenne de -1.22% ($\bar{\alpha}_\beta$), alors que la statistique $t[\alpha_\beta]$ indique que la variable β_{jt} est significative 59 fois au seuil d'au moins 5% (37 fois au seuil de 1% et 22 au seuil de 5%). La moyenne pour la statistique $t[\alpha_\beta]$ est de -2,9154, ce qui serait significatif au seuil de 1%. Le R^2 moyen n'est que de 3.54%, mais on peut déjà mentionner qu'il sera nettement plus élevé dans la partie de l'étude sur les portefeuilles indiciaires. Enfin, la moyenne observée pour la pente de la droite ne permet pas de rejeter le modèle avec portefeuille z , puisqu'elle s'avère supérieure à l'écart moyen observé entre le rendement du marché et celui du titre sûr, mais inférieur à zéro ($[\bar{d}_m - \bar{r}_f] \leq \bar{\alpha}_\beta < 0$). Plus précisément, à partir de l'écart moyen observé entre le rendement en dividendes du TSE-300 et le taux sur les bons du Trésors ($[\bar{d}_m - \bar{r}_f] = [0.0230 - 0.0522] = -0.0292$), on voit que la pente de la régression concernée se situe entre les bornes prédites par le modèle, soit telle que : $(-0.0292 \leq -0,0122 < 0)$. En somme, les derniers résultats s'accordent aux attentes issues du modèle.

¹³ Les statistiques sur le rendement en dividendes du TSE-300 pour la période 1992-1997

Par ailleurs, on remarque qu'il y a une rupture entre les valeurs observées de septembre 1992 et d'octobre 1992. Par exemple, la statistique t , liée à la pente, passe de $-0,0181$ à $-0,0123$. Toutefois, avant de commenter cette rupture nous nous assurerons qu'elle se retrouve dans la prochaine section sur les portefeuilles indiciaires.

5.3.3. Résultats mensuels mobiles avec portefeuilles indiciaires (1992-1997)

Dans cette partie, il s'agit de tester notre modèle à partir de portefeuilles indiciaires (ou sectoriels) plutôt que sur des titres particuliers, ceux-ci étant possiblement plus sujets au type de « brouillage » statistique évoqué par Miller et Scholes (1972), ainsi que par Charest, Lusztig, et Schwab (1990, p. 997). Plusieurs auteurs (Fama et MacBeth, 1973; Fama et French, 1992; Chalmers et Kadlec, 1998; etc.) ont déjà recouru aux portefeuilles plutôt qu'aux titres particuliers, afin d'éviter ce brouillage. Comme Breeden, Gibbons et Litzenberger (1989), nous utilisons des portefeuilles représentant les différents secteurs de l'économie. Le tableau 5-7 identifie les 14 portefeuilles indiciaires (du TSE-300) retenus par nous.

Puisque COMPUSTAT fournit également les données associées à chacun de ces portefeuilles, nous avons repris la méthodologie précédente (appliquée au cas des titres particuliers de la période allant d'août 1992 à juillet 1997) pour nos portefeuilles p ($p = 1, 2, \dots, 14$). Le rendement en dividendes d'un portefeuille (de même que son bêta) représente simplement la moyenne valopondérée de ses composantes.

apparaissent à la prochaine section sur les portefeuilles indiciaires (voir le tableau 5-8).

Le tableau 5-8 réunit quelques statistiques descriptives des 14 portefeuilles pour chacun des 60 mois compris entre août 1992 et juillet 1997. On remarque que le rendement en dividendes du TSE-300 est passé de 3.06% en août 1992 à seulement 1.56% en juillet 1997, avec une moyenne de 2.30% sur les 60 mois. De nouveau, ceci s'explique sans doute davantage par l'augmentation des cours boursiers que par la diminution des dividendes versés. Par ailleurs, la quatrième colonne nous indique que le rendement en dividendes offert par les entreprises varie sensiblement d'un secteur à l'autre. De plus, afin de nous assurer que le champ des bêtas des 14 secteurs durant les 5 années concernées est suffisamment large pour justifier les tests, nous présentons, au tableau 5-9, le bêta minimum et le bêta maximum de chacun des mois retenus. On remarque qu'en moyenne le champ des bêtas va de 0.493 à 1.574, tandis que pour toute la période le champ va de 0.407 à 1.901.

TABLEAU 5-7
Les portefeuilles indiciaires composant le
TSE-300 pour le mois d'août 1992*

No	Nom	Nombre de titres	Poids %
1	COMMUNICATIONS ET MÉDIAS	19	5.43
2	CONGLOMÉRATS	11	5.28
3	PRODUITS DE CONSOMMATION	37	10.72
4	SERVICES FINANCIERS	32	19.55
5	OR ET ARGENT	24	7.69
6	PRODUITS INDUSTRIELS	41	10.79
7	DISTRIBUTION	24	4.10
8	MÉTAUX ET MINÉRAUX	15	7.84
9	PÉTROLE ET GAZ	40	7.96
10	PAPIERS ET PRODUITS FORESTIERS	18	2.53
11	PIPELINES	4	2.30
12	IMMOBILIER ET CONSTRUCTION	10	0.78
13	TRANSPORT ET ENVIRONNEMENT	7	1.96
14	SERVICES PUBLICS	<u>18</u>	<u>13.07</u>
		300	100%

* Il s'agit des portefeuilles d'actions bien connus composant l'indice TSE-300. Le poids du portefeuille indiciaire relativise sa valeur boursière par rapport à celle du TSE-300. Pour connaître la liste complète des 300 titres composant l'indice, il suffit de consulter la «TSE-Review» du mois concerné.

TABLEAU 5-8
Statistiques descriptives des 14 portefeuilles indiciaires composant le TSE-300
pour chacun des 60 mois compris entre août 1992 et juillet 1997

No	Mois	<u>Moy(d)</u>	<u>σ(d)</u>	<u>Moy(β)</u>	<u>σ(β)</u>	<u>TSE-300(d)</u>
1	Août 92	0.0295	0.0194	1.0260	0.2590	0.0306
2	Sep. 92	0.0306	0.0206	1.0250	0.2620	0.0317
3	Oct. 92	0.0326	0.0197	1.0570	0.3490	0.0306
4	Nov. 92	0.0308	0.0204	1.0570	0.3460	0.0313
5	Déc. 92	0.0303	0.0206	1.0490	0.3360	0.0305
6	Jan. 93	0.0308	0.0211	1.0560	0.3460	0.0309
7	Fév. 93	0.0296	0.0203	1.0550	0.3380	0.0290
8	Mars 93	0.0296	0.0203	1.0530	0.3240	0.0276
9	Avril 93	0.0274	0.0189	1.0430	0.3010	0.0264
10	Mai 93	0.0274	0.0189	1.0330	0.2960	0.0255
11	Juin 93	0.0267	0.0184	1.0210	0.2960	0.0249
12	Juillet. 93	0.0267	0.0176	1.0210	0.3000	0.0248
13	Août 93	0.0267	0.0176	1.0180	0.2910	0.0236
14	Sep. 93	0.0267	0.0179	1.0170	0.2900	0.0245
15	Oct. 93	0.0253	0.0174	1.0200	0.3070	0.0230
16	Nov. 93	0.0253	0.0174	1.0100	0.2980	0.0234
17	Déc. 93	0.0252	0.0173	1.0050	0.2980	0.0226
18	Jan. 94	0.0252	0.0173	0.9930	0.2950	0.0214
19	Fév. 94	0.0238	0.0163	0.9890	0.2970	0.0218
20	Mars 94	0.0247	0.0174	0.9920	0.2950	0.0223
21	Avril 94	0.0249	0.0174	0.9920	0.3010	0.0227
22	Mai 94	0.0249	0.0175	0.9900	0.3020	0.0226
23	Juin 94	0.0268	0.0193	0.9860	0.2730	0.0244
24	Juillet 94	0.0258	0.0186	0.9840	0.2670	0.0234
25	Août 94	0.0246	0.0177	0.9860	0.2620	0.0226
26	Sep. 94	0.0250	0.0182	0.9890	0.2640	0.0224
27	Oct. 94	0.0252	0.0181	0.9870	0.2600	0.0229
28	Nov. 94	0.0259	0.0178	0.9860	0.2600	0.0243
29	Déc. 94	0.0255	0.0182	0.9860	0.2670	0.0239
30	Jan. 95	0.0265	0.0186	0.9870	0.2970	0.0253
31	Fév. 95	0.0258	0.0177	0.9870	0.2930	0.0244
32	Mars 95	0.0253	0.0182	0.9840	0.2950	0.0236
33	Avril 95	0.0255	0.0179	0.9810	0.3050	0.0240
34	Mai 95	0.0248	0.0180	0.9830	0.3160	0.0231
35	Juin 95	0.0244	0.0179	0.9840	0.3130	0.0227
36	Juillet 95	0.0241	0.0183	0.9870	0.316	0.0227
37	Août 95	0.0245	0.0179	0.9900	0.3120	0.0231

Tableau 5-8 (suite)

No	Mois	<u>Moy(d)</u>	<u>σ(d)</u>	<u>Moy(β)</u>	<u>σ(β)</u>	<u>TSE-300(d)</u>
38	Sep. 95	0.0246	0.0180	0.9820	0.3260	0.0231
39	Oct. 95	0.0246	0.0176	0.9820	0.3160	0.0236
40	Nov. 95	0.0240	0.0174	0.9710	0.3370	0.0228
41	Déc. 95	0.0237	0.0167	0.9670	0.3330	0.0227
42	Jan. 96	0.0262	0.0162	0.9690	0.3370	0.0219
43	Fév. 96	0.0231	0.0165	0.9590	0.3430	0.0218
44	Mars 96	0.0232	0.0166	0.9590	0.3440	0.0216
45	Avril 96	0.0223	0.0162	0.9620	0.3300	0.0208
46	Mai 96	0.0220	0.0159	0.9650	0.3290	0.0204
47	Juin 96	0.0223	0.0156	0.9570	0.3530	0.0213
48	Juillet 96	0.0244	0.0149	0.9560	0.3540	0.0218
49	Août 96	0.0218	0.0147	0.9520	0.3450	0.0208
50	Sep.96	0.0210	0.0142	0.9470	0.3370	0.0202
51	Oct. 96	0.0197	0.0133	0.9540	0.3110	0.0192
52	Nov. 96	0.0184	0.0125	0.9560	0.2870	0.0177
53	Déc. 96	0.0187	0.0129	0.9530	0.2870	0.0183
54	Jan. 97	0.0182	0.0127	0.9510	0.2810	0.0177
55	Fév. 97	0.0179	0.0124	0.9500	0.2820	0.0172
56	Mars 97	0.0185	0.0124	0.9480	0.3040	0.0181
57	Avril 97	0.0181	0.0122	0.9460	0.3030	0.0180
58	Mai 97	0.0182	0.0122	0.9420	0.2860	0.0168
59	Juin 97	0.0167	0.0108	0.9410	0.2880	0.0166
60	Juillet 97	0.0156	0.0101	0.9500	0.2660	0.0156
	Moyenne	0.0245	0.0169	0.9888	0.3051	0.0230
	Écart type	0.0037	0.0026	0.0331	0.0272	0.0037
	Minimum	0.0156	0.0101	0.9410	0.2590	0.0156
	Maximum	0.0326	0.0211	1.0570	0.354	0.0317

NB : Moy(d) = la moyenne (équipondérée) du rendement en dividendes des 14 portefeuilles, σ (d) = l'écart type correspondant du rendement en dividendes.

Moy(β) = la moyenne (équipondérée) des bêtas des 14 portefeuilles, σ (β) = l'écart type correspondant des bêtas.

TSE-300(d) = le rendement en dividendes de l'indice TSE-300.

TABLEAU 5-9
Champ des bêtas des 14 portefeuilles indiciaires composant le TSE-300
pour chacun des 60 mois compris entre août 1992 et juillet 1997

	Mois	Min(β)	Max(β)		Mois	Min(β)	Max(β)
1	Août 92	0.407	1.384	31	Fév. 95	0.550	1.535
2	Sep. 92	0.411	1.400	32	Mars 95	0.536	1.567
3	Oct. 92	0.482	1.558	33	Avril 95	0.479	1.554
4	Nov. 92	0.486	1.549	34	Mai 95	0.458	1.575
5	Déc. 92	0.473	1.517	35	Juin 95	0.464	1.559
6	Jan. 93	0.477	1.595	36	Juillet 95	0.464	1.550
7	Fév. 93	0.471	1.612	37	Août 95	0.536	1.636
8	Mars 93	0.465	1.566	38	Sep. 95	0.510	1.731
9	Avril 93	0.457	1.476	39	Oct. 95	0.522	1.708
10	Mai 93	0.459	1.477	40	Nov. 95	0.505	1.758
11	Juin 93	0.495	1.470	41	Déc. 95	0.515	1.743
12	Juillet 93	0.494	1.497	42	Jan. 96	0.535	1.790
13	Août 93	0.466	1.432	43	Fév. 96	0.533	1.811
14	Sep. 93	0.468	1.377	44	Mars 96	0.531	1.813
15	Oct. 93	0.445	1.481	45	Avril 96	0.524	1.761
16	Nov. 93	0.438	1.460	46	Mai 96	0.547	1.774
17	Déc. 93	0.424	1.450	47	Juin 96	0.517	1.901
18	Jan. 94	0.420	1.463	48	Juillet 96	0.497	1.886
19	Fév. 94	0.415	1.471	49	Août 96	0.499	1.839
20	Mars 94	0.438	1.484	50	Sep. 96	0.493	1.826
21	Avril 94	0.432	1.486	51	Oct. 96	0.501	1.722
22	Mai 94	0.441	1.468	52	Nov. 96	0.524	1.642
23	Juin 94	0.514	1.394	53	Déc. 96	0.526	1.645
24	Juillet 94	0.533	1.378	54	Jan. 97	0.536	1.617
25	Août 94	0.542	1.316	55	Fév. 97	0.527	1.611
26	Sep. 94	0.546	1.329	56	Mars 97	0.493	1.711
27	Oct. 94	0.548	1.317	57	Avril 97	0.499	1.690
28	Nov. 94	0.524	1.314	58	Mai 97	0.506	1.652
29	Déc. 94	0.512	1.335	59	Juin 97	0.505	1.664
30	Jan. 95	0.539	1.537	60	Juillet 97	<u>0.524</u>	<u>1.570</u>
	-----	-----	-----		Minimum	0.407	1.314
	-----	-----	-----		Maximum	0.550	1.901
	-----	-----	-----		Moyenne	0.493	1.574
	-----	-----	-----		Écart type	0.039	0.153

NB : Min(β) = le bêta minimum des 14 portefeuilles. Max(β) = le bêta maximum des 14 portefeuilles.

Le tableau 5-10 renferme les résultats des régressions entre le rendement en dividendes et le bêta des 14 portefeuilles pour chacun des mois compris entre août 1992 et juillet 1997. On remarque que l'ordonnée à l'origine est positive 60 fois sur 60. Sa valeur varie entre 6.89% et 3.69% pour une moyenne de 5.29% ($\bar{\alpha}_0$), tandis que la statistique $t[\alpha_0]$ indique que le paramètre en question est toujours significatif au seuil de 5% (53 fois au seuil de 1% et 7 fois au seuil de 5%). De plus, sa taille moyenne ne permet pas, cette fois, de rejeter le modèle avec taux sûr, puisqu'elle se situe très près du taux sûr moyen observé ($\bar{\alpha}_0 \cong \bar{r}_f$). En effet, à partir du taux moyen observé pour les bons du Trésors ($\bar{r}_f = 0.0522$), on observe que : $0,0529 \cong 0.0522$.

De plus, la pente de la droite est négative 60 fois sur 60. Sa valeur varie entre -3.86% et -1.53% pour une moyenne de -2.90% ($\bar{\alpha}_\beta$), alors que la statistique $t[\alpha_\beta]$ indique que la variable β_{jt} est significative 37 fois au seuil de 5%. En moyenne, la statistique $t[\alpha_\beta]$ est de -2.1936, ce qui serait significatif au seuil de 5%. Aussi, le R^2 pour les portefeuilles s'avère beaucoup plus élevé que pour les titres, avec une moyenne de 28.61% (contre 3.54%). Finalement, la moyenne observée pour la pente de la droite ne permet également pas de rejeter le modèle avec taux sûr, puisqu'elle s'avère très proche de l'écart moyen observé entre le rendement du marché et celui du titre sûr ($[\bar{d}_m - \bar{r}_f] \cong \bar{\alpha}_\beta$). De fait, à partir de l'écart moyen observé entre le rendement en dividendes du TSE-300 ($\bar{d}_m = 0.0230$) et le taux sur les bons du Trésors ($[\bar{d}_m - \bar{r}_f] = [0.0230 - 0.0522] = -0.0292$), on voit que la pente de la régression concernée se situe très proche de la valeur prédite par le modèle avec taux sûr, soit : $-0.0292 \cong -0.0290$. Au total, les derniers résultats semblent de nouveau s'accorder aux attentes issues du modèle.

TABLEAU 5-10

Rendement en dividendes (d_{pt}) en fonction du bêta (β_{pt}) pour les 14 portefeuilles indiciaires du TSE-300, selon chacun des mois compris entre août 1992 et juillet 1997

$$\text{Modèle : } \tilde{d}_{pt} = \alpha_{ot} + \alpha_{\beta t} \tilde{\beta}_{pt} + \tilde{\varepsilon}_{pt}$$

No	Mois	$\hat{\alpha}_0$	$t[\alpha_0]$	$\hat{\alpha}_\beta$	$t[\alpha_\beta]$	R2
1	Août 92	0.0674	3.4000**	-0.0369	-1.9680	0.2440
2	Sep. 92	0.0689	3.2770**	-0.0374	-1.8760	0.2268
3	Oct. 92	0.0464	2.6740*	-0.0153	-0.9770	0.0737
4	Nov. 92	0.0484	2.6670*	-0.0166	-1.0140	0.0789
5	Déc. 92	0.0524	2.8750*	-0.0210	-1.2680	0.1182
6	Janv. 93	0.0512	2.7710*	-0.0193	-1.1570	0.1004
7	Fév. 93	0.0519	2.8920*	-0.0211	-1.3010	0.1237
8	Mars 93	0.0533	2.8730*	-0.0225	-1.3320	0.1288
9	Avril 93	0.0535	2.9580*	-0.0250	-1.4990	0.1577
10	Mai 93	0.0539	2.9840**	-0.0257	-1.5260	0.1625
11	Juin 93	0.0567	3.3750**	-0.0294	-1.8530	0.2224
12	Juillet 93	0.0553	3.4930**	-0.0280	-1.8790	0.2270
13	Août 93	0.0569	3.5370**	-0.0297	-1.9490	0.2404
14	Sep. 93	0.0572	3.5000**	-0.0301	-1.9390	0.2385
15	Oct. 93	0.0562	3.8150**	-0.0303	-2.1860*	0.2848
16	Nov. 93	0.0575	3.8620**	-0.0319	-2.2500*	0.2968
17	Déc. 93	0.0580	3.9920**	-0.0326	-2.3470*	0.3146
18	Janv. 94	0.0541	3.5680**	-0.0292	-1.9840	0.2471
19	Fév. 94	0.0528	3.8450**	-0.0294	-2.2020*	0.2877
20	Mars 94	0.0534	3.5020**	-0.0289	-1.9560	0.2417
21	Avril 94	0.0521	3.4280**	-0.0274	-1.8640	0.2250
22	Mai 94	0.0526	3.4760**	-0.0280	-1.9120	0.2340
23	Juin 94	0.0594	3.2310**	-0.0330	-1.8340	0.2190
24	Juillet 94	0.0590	3.2890**	-0.0337	-1.9110	0.2330
25	Août 94	0.0557	3.1760**	-0.0316	-1.8310	0.2180
26	Sep. 94	0.0581	3.2230**	-0.0334	-1.8910	0.2300
27	Oct. 94	0.0586	3.2680**	-0.0386	-1.9220	0.2350
28	Nov. 94	0.0626	3.7120**	-0.0372	-2.2450*	0.2960
29	Déc. 94	0.0634	3.8430**	-0.0384	-2.3670*	0.3180
30	Janv. 95	0.0597	3.3610**	-0.0336	-2.2050*	0.2880
31	Fév. 95	0.0581	3.8030**	-0.0327	-2.1980*	0.2870
32	Mars 95	0.0595	3.9490**	-0.0347	-2.3610*	0.3170
33	Avril 95	0.0598	4.2940**	-0.0350	-2.5750*	0.3560
34	Mai 95	0.0588	4.3670**	-0.0346	-2.6460*	0.3680
35	Juin 95	0.0584	4.3130**	-0.0346	-2.6280*	0.3650
36	Juillet 95	0.0591	4.3370**	-0.0354	-2.6900*	0.3760

Tableau 5-10 (suite)

No	Mois	$\hat{\alpha}_0$	$t[\alpha_0]$	$\hat{\alpha}_\beta$	$t[\alpha_\beta]$	R2
37	Août 95	0.0591	4.3250**	-0.0349	-2.6470*	0.3690
38	Sep. 95	0.0587	4.5800**	-0.0348	-2.7950*	0.3940
39	Oct. 95	0.0583	4.4530**	-0.0343	-2.6950*	0.3770
40	Nov. 95	0.0548	4.5430**	-0.0318	-2.6920*	0.3770
41	Déc. 95	0.0533	4.4310**	-0.0306	-2.5940*	0.3590
42	Janv. 96	0.0501	4.3710**	-0.0283	-2.5270*	0.3470
43	Fév. 96	0.0488	4.1810**	-0.0268	-2.3260*	0.3110
44	Mars 96	0.0493	4.2130**	-0.0273	-2.3640*	0.3180
45	Avril 96	0.0491	4.1510**	-0.0279	-2.3860*	0.3220
46	Mai 96	0.0482	4.1430**	-0.0272	-2.3740*	0.3200
47	Juin 96	0.0468	4.4380**	-0.0256	-2.4690*	0.3370
48	Juillet 96	0.0470	4.8180**	-0.0257	-2.6710*	0.3730
49	Août 96	0.0471	4.8850**	-0.0266	-2.7840*	0.3920
50	Sep. 96	0.0453	4.7040**	-0.0257	-2.6660*	0.3720
51	Oct. 96	0.0453	4.7050**	-0.0268	-2.7840*	0.3920
52	Nov. 96	0.0443	4.4930**	-0.0271	-2.7370*	0.3840
53	Déc. 96	0.0445	4.3090**	-0.0271	-2.6030*	0.3610
54	Janv. 97	0.0439	4.2510**	-0.0271	-2.5910*	0.3590
55	Fév. 97	0.0434	4.3700**	-0.0268	-2.6670*	0.3720
56	Mars 97	0.0418	4.4710**	-0.0245	-2.6050*	0.3610
57	Avril 97	0.0410	4.4160**	-0.0241	-2.5720*	0.3550
58	Mai 97	0.0419	4.2650**	-0.0252	-2.5170*	0.3450
59	Juin 97	0.0369	4.2530**	-0.0214	-2.4250*	0.3290
60	Juillet 97	0.0371	4.2980**	-0.0226	-2.5800*	0.3570
Moyenne		0.0529	3.8450**	-0.0290	-2.1936*	0.2861
Écart type		0.0070	0.6074	0.0053	0.4796	0.0868
Minimum		0.0369	2.6670*	-0.0386	-2.7950*	0.0737
Maximum		0.0689	4.8850**	-0.0153	-0.9770	0.3940

** Significatif au seuil de 1% * Significatif au seuil de 5%

NB : d_{pt} = le rendement en dividendes annuel du portefeuille p pour le mois t, β_{pt} = son bêta classique correspondant. Les paramètres $\hat{\alpha}_0$ et $\hat{\alpha}_\beta$ représentent respectivement les estimateurs de α_0 et α_β .

Par ailleurs, en regardant attentivement le tableau 5-10 on remarque (tout comme au tableau 5-6) que les mois d'octobre 1992 à mai 1993 affichent des résultats plutôt surprenants par rapport à ceux de septembre. Une rupture visible a lieu entre septembre et octobre 1992, le R^2 passant de 22.68% à 7.37%, avant de revenir à 22.24% en juin 1993. Selon nous, ce phénomène s'expliquerait par le krach d'octobre 1987. En effet, en octobre 1992 nous avons le premier mois pour lequel les rendements d'octobre 1987 sont exclus du calcul des bêtas mobiles sur 60 mois.

Aussi, si notre hypothèse s'avère exacte, alors la rupture observée devrait provenir des observations sur les bêtas et non de celles sur les rendements en dividendes courants. Or, si nous régressons les bêtas d'octobre 1992 avec les rendements en dividendes du mois précédent, nous obtenons un faible R^2 de 7,63%. Toutefois, si nous régressons les bêtas de septembre 1992 avec les rendements en dividendes du mois suivant, nous obtenons une nette amélioration avec un R^2 de 21.60%. Il semble donc que la rupture relevée provienne des bêtas et non des rendements en dividendes, ce qui serait compatible avec notre hypothèse sur le krach. Quoi qu'il en soit, lorsqu'on élimine les douze premiers mois de l'échantillon, les résultats moyens (voir l'annexe E) ne diffèrent pas vraiment de ceux obtenus précédemment (voir le tableau 5-10).

5.4. CONCLUSION DU CHAPITRE V

À titre exploratoire, nous avons éprouvé un nouveau modèle que nous appelons la version dividende du CCAPM¹⁴. Ce modèle permet de décrire la relation dividende-risque et de tester le CCAPM, sans recourir à l'estimation de la consommation agrégée. En particulier, le modèle prédit qu'il existe une relation linéaire entre le rendement en dividendes d'un titre et son bêta (en version dividende ou classique).

Pour chacune des trois périodes de cinq ans (1977-1981, 1982-1986 et 1987-1991), nous avons lié par régression le rendement en dividendes annualisé moyen des titres et leurs bêtas (classiques). Pour chacun des 60 mois subséquents (1992-1997) nous avons pratiqué une régression en coupe, à partir d'abord de titres particuliers, puis de portefeuilles indiciaires. Les relations observées entre le rendement en dividendes et le bêta s'avèrent négatives toujours et significatives en général. De même, les niveaux obtenus pour les paramètres s'avèrent conformes aux attentes issues de notre modèle. Ainsi, au total, ces résultats semblent plutôt encourageants. Il faudra néanmoins attendre des tests plus poussés avant de pouvoir tirer des conclusions plus définitives.

¹⁴ Notons qu'au chapitre suivant nous concluons à la fois sur les aspects théoriques et empiriques de l'étude.

CHAPITRE VI

CONCLUSION GÉNÉRALE

Notre premier objectif était de modéliser la relation dividende-risque. Pour y arriver, nous avons employé un cadre théorique reconnu, soit celui du CCAPM. Sachant que selon le CCAPM la relation entre le rendement total et le risque découle du prix à l'équilibre exprimé en fonction du flux monétaire total, nous avons cherché quelle serait la relation entre le rendement en dividendes et le risque qui découlerait du prix à l'équilibre exprimé en fonction du flux restreint aux dividendes. Notre raisonnement a permis de montrer que les principales implications du CCAPM standard, formulées avec le rendement total, se retrouvent également lorsque la formulation se restreint au rendement en dividendes. Le tableau 6-1 résume les implications concernées. On y voit, par la relation (D2), que le rendement en dividendes attendu d'un titre est relié à son *bêta de consommation en version dividende* (b_{c_i}), où ce dernier est fonction de la covariance entre le rendement en dividendes du titre et le taux de croissance de la consommation agrégée. Comme cette covariance est une mesure de risque, selon le CCAPM, nous avons conclu qu'il s'agissait d'une description plausible de la relation dividende-risque avancée par plusieurs auteurs.

TABLEAU 6-1

Les implications majeures du CCAPM standard et de la version dividende proposée (en caractères gras>*

FLUX TOTAL	FLUX EN DIVIDENDES
Prix d'équilibre avec le flux total	Prix d'équilibre avec le flux en dividendes
$P_{jt} = E_t \left[\left(\tilde{D}_{j,t+1} + \tilde{P}_{j,t+1} \right) \delta \frac{U'(\tilde{C}_{t+1})}{U'(C_t)} \right] \quad (T0)$	$P_{jt} = E_t \sum_{s=1}^{\infty} \tilde{D}_{j,t+s} \delta^s \frac{U'(\tilde{C}_{t+s})}{U'(C_t)} \quad (D0)$
Équation d'Euler avec le rendement total	Équation d'Euler avec le rendement en dividendes
$E \left[\left(1 + \tilde{r}_{jt} \right) \delta \frac{U'(\tilde{C}_t)}{U'(C_{t-1})} \right] = 1 \quad (T1)$	$E \left[\tilde{d}_{jt} f \left(\frac{\tilde{C}_t}{C_{t-1}} - 1 \right) \right] = 1 \quad (D1)$
Relation rendement total-risque avec le bêta de consommation	Relation rendement en dividendes-risque avec le b_{cj}
$E(\tilde{r}_{jt}) = E(\tilde{r}_{zt}) + E(\tilde{r}_{mt} - \tilde{r}_{zt}) \frac{\beta_{cj}}{\beta_{cm}} \quad (T2)$	$E(\tilde{d}_{jt}) = E(\tilde{d}_{zt}) + E(\tilde{d}_{mt} - \tilde{d}_{zt}) \frac{b_{cj}}{b_{cm}} \quad (D2)$ <p>où b_{cj} est la version dividende du bêta de consommation</p>
Relation rendement total-risque avec le bêta classique	Relation rendement en dividendes-risque avec b_j
$E(\tilde{r}_j) = E(\tilde{r}_z) + E(\tilde{r}_m - \tilde{r}_z) \beta_j \quad (T3)$	$E(\tilde{d}_j) = E(\tilde{d}_z) + E(\tilde{d}_m - \tilde{d}_z) b_j \quad (D3)$ <p>où b_j est la version dividende du bêta classique</p>

* C = Consommation agrégée, U' = Utilité marginale, δ = Paramètre d'escompte, E_t = Espérance (l'indice t signifie : conditionnelle à l'information disponible au temps t), P = Prix d'un titre (j = indice du titre), r = Rendement total, D = Dividende, d = Rendement en dividendes ($d = D_t/P_{t-1}$), $g = C_t/C_{t-1} - 1$, m = Portefeuille de marché (ou à corrélation parfaite avec C), z = Portefeuille à corrélation nulle avec C, f = Fonction, COV = Covariance, V = Variance, $\beta_{cj} = \text{COV}(r_j, g)/V(g)$, $\beta_{cm} = \text{COV}(r_m, g)/V(g)$, $b_{cj} = \text{COV}(d_j, g)/V(g)$, $b_{cm} = \text{COV}(d_m, g)/V(g)$, $\beta_j = \text{COV}(r_j, r_m)/V(r_m)$, $b_j = \text{COV}(d_j, d_m)/V(d_m)$. Afin de simplifier la notation, l'indice de temps, t, n'est pas toujours présent dans le tableau. Pour la même raison, le tilde (~) est absent des définitions ci-dessus.

Notons que cette dernière ne supplante en rien la relation standard du CCAPM. De fait, nous montrons que les deux relations coexistent, l'une ne faisant que compléter l'autre. Ce qui n'a rien d'inattendu puisque la complémentarité (entre flux total et flux en dividendes) appartenait déjà au CCAPM. En témoignent les expressions T0 et D0 du tableau 6-1.

Notons aussi que le CCAPM a surtout servi à caractériser la relation établie entre le rendement total et le risque dans un contexte intertemporel en montrant sa linéarité et en définissant le risque. Le sens positif de la relation tiendrait au postulat que l'individu ressent une aversion au risque qu'il surmonte contre rémunération. De la même façon, la version dividende du CCAPM ne sert qu'à caractériser la relation entre le rendement en dividendes et le risque, en montrant également sa linéarité et en proposant une mesure du risque. L'existence d'une relation négative viendrait, cette fois, des diverses études sur le sujet (chapitre III).

Comme Campbell (1993, 1996), nous visions également à proposer un modèle testable du CCAPM n'exigeant pas la difficile estimation de la consommation agrégée. Il nous apparaît que la relation (D3) entre le rendement en dividendes d'un titre et son *bêta classique en version dividende* (b_j) peut servir une telle visée.

Nous avons choisi de tester notre modèle à partir de la prédiction ci-dessus après avoir établi qu'il y avait une substitution possible entre le *bêta classique* (β) et sa version *dividende* (b_j). Nous avons pu ainsi éviter certains biais inhérents à l'estimation empirique de la *version dividende du bêta classique* et faciliter, du même coup, le test de la prédiction retenue (D3).

Nous avons d'abord testé (pour le Canada) la relation sur trois périodes de cinq années chacune, puis par une succession de régressions en coupe avec des titres particuliers, puis avec des portefeuilles indiciaires. Les relations observées entre le rendement en dividendes et le bêta se sont avérées négatives et

significatives dans la très grande majorité des cas. De plus, en moyenne, les niveaux des coefficients estimés se sont avérés compatibles avec notre modèle. Plus précisément, les niveaux estimatifs obtenus pour l'intersection et la pente de la droite (D3) tombent en général dans des champs de valeurs plausibles, eu égard à l'évolution boursière de l'époque. Ces résultats ne permettent donc pas de rejeter notre modèle.

Limites de la thèse

Pour ce qui est des extensions souhaitables à notre thèse, elles découlent forcément de ses limites. Par exemple, afin d'explorer les multiples dimensions du risque et leur influence sur la politique de dividende, il conviendrait que l'on rende notre modèle multifactoriel¹. Sur le plan empirique, il serait avantageux de : 1) étendre la période d'estimation de manière à se rapprocher des études classiques sur le CAPM ; 2) utiliser des données américaines dans le but d'accroître notre échantillon ; 3) diversifier les méthodes d'estimation de nos bêtas afin de réduire l'effet de leur instabilité² sur les résultats ; 4) diversifier les mesures économétriques liées à la relation finale à tester (bien qu'il ne s'agisse pas de séries chronologiques) ; et 5) élargir la définition du dividende si l'on veut un test direct à partir du *bêta en version dividende*.

Une étude plus poussée mériterait également que l'on explore l'influence, sur le rendement en dividendes, de la taille de l'entreprise et du *ratio valeur comptable/valeur marchande*. L'étude pourrait, par exemple, s'inspirer des travaux bien connus de Fama et French (1988, et 1992). De plus, il faudrait traiter

¹ Le courant de recherche duquel on peut attendre un modèle multifactoriel comprend notamment les travaux de Merton (1973), Ross (1976), Cox, Ingersoll et Ross (1985) et Campbell (1996), Li (1998), Metrick (1999), Elton (1999), Ferson et Harvey (1999).

² Dans notre étude, nous avons cherché à réduire l'effet de l'instabilité des bêtas sur nos résultats en procédant par une succession de soixante régressions en coupe. Il existe également certaines mesures d'estimation des bêtas qui peuvent être envisagées, dont la mesure classique de Scholes et Williams.

empiriquement de la comparaison bien naturelle de la version dividende du CCAPM avec sa version standard (recourant au rendement total).

Par ailleurs, certains choix méthodologiques liés aux données sur la consommation agrégée pourraient être modifiés dans une étude ultérieure. Par exemple, nous avons choisi d'esquiver les prédictions D2 et D3 de nos tests, principalement parce que nous voulions éviter d'estimer la consommation agrégée. En effet, contrairement à la prédiction D3, les prédictions D1 et D2 nécessiteraient l'estimation de la consommation agrégée. Or, selon plus d'un auteur, le rejet du CCAPM est peut être dû en partie aux difficultés liées à la mesure de cette variable :

«The rejection of the standard consumption CAPM may be due in part to difficulties in measuring aggregate consumption. The consumption CAPM applies to true consumption measured at a point in time, but the available data are time-aggregated and measured with error.» (Campbell, Lo et MacKinlay, 1997, p. 316)

«However, previous studies, see for example Chen et al. (1986) and Ferson (1990), have shown that it is empirically difficult to find supporting evidence of the hypothesized links between aggregate consumption and financial asset returns. Partly, this may be due to measurement errors in consumption.» (Koedijk, Kool et Nissen, 1998, p. 244).

C'est d'ailleurs ce qui conduisit Fama (1991) à prétendre que les bêtas-classiques estimerait peut être mieux indirectement les bêtas de consommation que les mesures directes disponibles. : *«In this quagmire, it is possible that estimates of market β s are better proxies for consumption β s than estimates of consumption β s, ...»* (Fama, 1991, p. 1599). C'est aussi ce qui nous conduisit, comme Campbell Lo et MacKinlay (1996, 1997), à vouloir obtenir un modèle d'équilibre pouvant servir à tester le CCAPM, mais où la consommation n'apparaîtrait pas : *«Given this evidence, it seems important to develop empirically testable intertemporal asset pricing models that do not rely so heavily on aggregate consumption data. One approach is to substitute consumption out of the consumption CAPM ...»* (Campbell Lo et MacKinlay, 1997, p. 318)

Cela étant, nous avons choisi de tester notre modèle à partir de l'unique prédiction D3 n'exigeant pas une mesure de la consommation agrégée. Notre choix fut également influencé par le fait que les prédictions D1, D2 et D3 sont respectivement associées aux prédictions standards T1, T2 et T3, et que, à notre connaissance, aucun auteur lié au CCAPM n'a jamais testé les trois prédictions dans une seule étude (voir le chapitre 3).

C'est aussi afin d'éviter l'estimation de la consommation agrégée que nous avons dérivé notre modèle à partir du portefeuille de marché et non à partir du portefeuille ayant une corrélation parfaite avec la consommation agrégée. Mais il est clair que la démonstration de la version dividende du CCAPM peut également se réaliser avec le dernier portefeuille.

De même, nous n'avons pas exploré les possibilités de tests offertes par la méthode des moments généralisée (GMM), principalement parce que nous voulions (pour les raisons évoquées ci-dessus) éviter l'estimation de la consommation agrégée. Ici, notre choix fut aussi influencé par les critiques de Gallant (1987) sur la GMM.

De plus, toujours dans le but d'éviter les données sur la consommation agrégée, nous n'avons jamais fouillé l'hypothèse que le terme aléatoire décrit par l'équation (24) de la page 84 soit non corrélé avec toute autre variable. Ce choix fut également motivé par le fait que cette hypothèse n'est pas essentielle à la dérivation des prédictions D2 ou D3 (voir la démonstration de la section 4.3). De surcroît, cette hypothèse est pratiquement identique à celle qu'exprime l'équation (5) de Bredeen, Gibbons et Litzenberger (1989, page 233), ceux-ci ne l'ayant d'ailleurs pas soutenue explicitement.

Pour l'essentiel, vu la nature exploratoire de notre étude empirique, il nous fallait emprunter une avenue de recherche et des mesures menant rapidement

quelque part. Selon nous, la seule approche empirique ayant ce potentiel, eu égard aux connaissances disponibles sur le CCAPM, est celle proposée par Campbell, Lo et MacKinlay (1996, 1997) qui contourne l'énorme difficulté de mesurer la consommation agrégée. Nous l'avons donc empruntée en mettant cependant une certaine originalité dans nos tests, notamment dans notre substitution justifiée du bêta classique au bêta en version dividende. Ainsi, notre effort théorique des premiers chapitres a pu être prolongé par des tests empiriques que nous estimons honorables en contexte canadien, là où la recherche sur le CCAPM démarre à peine.

BIBLIOGRAPHIE

- Abel, A.B., 1990, «Asset Prices Under Habit Formation and Catching up with the Joneses», *The American Economic Review* 80, Papers and Proceedings, 38-42.
- _____, 1996, «Risk Premia and Term Premia in General Equilibrium», Document inédit, University of Pennsylvania.
- Ackert, L.F., 1994, «Uncertainty and Volatility in Stock Prices», *Journal of Economics and Business* 46, 239-253.
- Ackert, L.F., 1996, «La relation prix-dividendes et les autres versements aux actionnaires», *Finéco* 6, 89-101.
- Ackert, L.F. et B.F. Smith, 1993, «Stock Price Volatility, Ordinary Dividends, and Other Cash Flows to Shareholders», *The Journal of Finance* 48, 1147-1160.
- Adjaoud, F., 1984, «The Information Content of Dividends: A Canadian Test», *Canadian Journal of Administrative Sciences* 1, 338-351.
- Albouy, M. et P. Dumontier, 1992, *La politique de dividende des entreprises*, Presses Universitaires de France, Paris.
- Atindéhou, R., 1996, «La variation inattendue du dividende régulier : un signal d'évolution du bêta?», *Finéco* 6, 71-88.
- Atindéhou, R., 1997, «Dividende, signalisation du risque et réaction boursière», Thèse de doctorat, Université Laval.
- Bajaj, M. et A. Vijh, 1990, «Dividend Clienteles and the Information Content of Dividend Changes», *Journal of Financial Economics* 26, 193-219.
- Bar-Yosef, S. et L. Huffman, 1986, «The Information Content of Dividends: A Signalling Approach», *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 21, 47-58.
- Baskin, J., 1989, «Dividend Policy and the Volatility of Common Stocks», *Journal of Portfolio Management* 15, 19-25.
- Battacharya, S., 1979, «Imperfect Information, Dividend Policy, and the 'Bird in the Hand' Fallacy», *Bell Journal of Economics* 10, 259-270.
- Battacharya, S., 1980, «Nondissipative Signaling Structures and Dividend Policy», *The Quarterly Journal of Economics* 95, 1-24.

- Beaver, W., Kettler, P. et M. Scholes, 1970, «The Association Between Market Determined and Accounting Determined Risk Measures», *The Accounting Review* 45, 654-682.
- Bergeron, C., 1996, «Dividendes, risque et consommation», *Finéco* 6, 103-126.
- Black, F., 1972, «Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing», *The Journal of Business* 45, 444-454.
- Black, F., Jensen, M.C. et M. Scholes, 1972. «The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests», in M. Jensen (éd.): *Studies in the Theory of Capital Markets*, Praeger, New York, 79-121.
- Blume, M.E., 1975, «Betas and their Regression Tendencies», *The Journal of Finance* 30, 785-795.
- Böhm, V., Deutscher, N. et J. Wenzelburger, 2000, Endogenous Random Asset Prices in Overlapping Generations Economies», *Mathematical Finance* 10, 23-38.
- Bos, T. et P. Newbold, 1984, «An Empirical Investigation of the Possibility of Stochastic Systematic Risk in the Market Model», *The Journal of Business* 57, 35-41.
- Brandt, M.W., 1999, Estimating Portfolio and Consumption Choice: A Conditional Euler Equations Approach», *The Journal of Finance* 54, 1609-1645.
- Breeden, D.T., 1979, «An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities», *Journal of Financial Economics* 7, 265-296.
- Breeden, D.T. et R.H. Litzenberger, 1978, «Prices of State-contingent Claims Implicit in Option Prices», *The Journal of Business* 51, 621-651.
- Breeden, D.T., Gibbons, M.R. et R.H. Litzenberger, 1989, «Empirical Tests of the Consumption-Oriented CAPM», *The Journal of Finance* 44, 231-262.
- Brennan, M.J., 1970, «Taxes, Market Valuation and Corporate Financial Policy», *National Tax Journal* 23, 417-427.
- Calvet, A.L. et J. Lefoll, 1988, «Risk and Return on Canadian Capital Markets: Estimation and Sensitivity Analysis», *Canadian Journal of Administrative Sciences* 5, 1-12.

- Campbell, J.Y., 1993, «Intertemporal Asset Pricing without Consumption Data», *The American Economic Review* 83, 487-512.
- _____, 1996, «Understanding Risk and Return», *Journal of Political Economy* 104, 298-345.
- Campbell, J.Y. et J. Mei, 1993, «Where Do Betas Come From? Asset Price Dynamics and the Sources of Systematic Risk», *The Review of Financial Studies* 6, 567-592.
- Campbell, J.Y., Lo, A.W. et A.C. MacKinlay, 1993, *The Econometrics of Financial Markets*, Document inédit, Princeton University, New Jersey.
- Campbell, J.Y., Lo, A.W. et A.C. MacKinlay, 1997, *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, New Jersey.
- Campbell, J.Y. et R.J. Shiller, 1987, «Cointegration and Tests of Present Value Models», *Journal of Political Economy* 95, 1062-1088.
- Campbell, J.Y. et R.J. Shiller, 1988, «The Dividend-price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors», *The Review of Financial Studies* 1, 195-228.
- Carroll, C. et S. Sears, 1994, «Dividend Announcements and Changes in Beta», *The Financial Review* 29, 371-393.
- Chalmers, J.M.R. et G.B. Kadlec, 1998, «An Empirical Examination of the Amortized Spread», *Journal of Financial Economics* 48, 159-188.
- Charest, G., 1978, «Dividend Information, Stock Returns, and Market Efficiency-II», *Journal of Financial Economics* 6, 297-330.
- Charest, G., 1980, «Returns to Dividend Changing Stocks on the Toronto Stock Exchange», *Journal of Business Administration* 12, 1-18.
- Charest, G., Lusztig, P. et B. Schwab, 1990, *Gestion Financière*, 2^e édition, Éditions du renouveau pédagogique, Montréal, 1107 pages.
- Cecchetti, S.G., Lam, P. et N.C. Mark, 1993, «The Equity Premium and the Risk-Free Rate», *Journal of Monetary Economics* 31, 21-45.
- Cochrane, J.H., 1991, «Volatility Tests and Efficient Markets: A Review Essay», *Journal of Monetary Economics* 27, 463-485.
- Cochrane, J.H., 1992, «Explaining the Variance of Price-Dividend Ratios», *The Review of Financial Studies* 5, 243-280.

- Constantinides, G.M., 1990, «Habit Formation: A Resolution of the Equity Premium Puzzle», *Journal of Political Economy* 98, 519-543.
- Copeland, T.E. et J.F. Weston, 1988, *Financial Theory and Corporate Policy*, 3^e édition, Addison-Wesley.
- Cox, J.C., Ingersoll, J.E. et S.A. Ross, 1985, «An Intertemporal General Equilibrium Model of Asset Prices», *Econometrica* 53, 363-384.
- Detemple, J.B. et F. Zapatero, 1991, «Asset Prices in an Exchange Economy with Habit Formation», *Econometrica* 59, 1633-1657.
- Dielman, T.E. et H.R. Oppenheimer, 1984, «An Examination of Investor Behavior during Periods of Large Dividend Changes», *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 19, 197-216.
- Draper, P. et K. Paudyal, 1995, «Empirical Irregularities in the Estimation of Beta : The Impact of Alternative Estimation Assumptions and Procedures», *Journal of Business and Finance Accounting* 22, 157-167.
- Dunn, K.B. et K.J. Singleton, 1986, «Modeling the Term Structure of Interest Rates under Non-Separable Utility and Durability of Goods», *Journal of Financial Economics* 17, 27-55.
- Eades, K.M., 1982, «Empirical Evidence on Dividends as a Signal of Firm Value», *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 17, 471-500.
- Eades K.M., Hess P.J. et E.H. Kim, 1985, «Market Rationality and Dividend Announcements», *Journal of Financial Economics* 14, 581-604.
- Eichenbaum, M.S. et L.P. Hansen, 1990, «Estimating Models with Intertemporal Substitution Using Aggregate Time Series Data», *Journal of Business and Economic Statistics* 8, 53-69.
- Eichenbaum, M.S., Hansen, L.P. et K.J. Singleton, 1988, «A Time Series Analysis of Representative Agent Models of Consumption and Leisure Choice Under Uncertainty», *The Quarterly Journal of Economics* 103, 51-78.
- Elton, E.J., 1999, «Expected Return, Realized Return, and Asset Pricing Tests», *The Journal of Finance* 54, 1199-1220.
- Elton, E.J. et M. J. Gruber, 1970, «Marginal Stockholder Tax Rates and the Clientele Effect», *Review of Economics and Statistics* 52, 68-74.

- Epstein, L.G. et S.E. Zin, 1991, «Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: An Empirical Analysis», *Journal of Political Economy* 99, 263-286.
- Fama, E.F., 1991, «Efficient Capital Markets: II», *The Journal of Finance* 46, 1575-1617.
- Fama, E.F., 1998, «Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance», *Journal of Financial Economics* 49, 283-306.
- Fama, E. F. et K.R. French, 1988, «Dividend Yields and Expected Stock Returns», *Journal of Financial Economics* 22, 3-25.
- Fama, E. F. et K.R. French, 1992, «The Cross-Section of Expected Stock Returns», *The Journal of Finance* 47, 427-465.
- Fama, E.F. et J.D. MacBeth, 1973, «Risk, Return and equilibrium: Empirical Tests», *Journal of Political Economy* 81, 607-636.
- Ferson, W.E. et G.M. Constantinides, 1991, «Habit Persistence and Durability in Aggregate Consumption: Empirical Tests», *Journal of Financial Economics* 29, 199-240.
- Ferson, W.E. et S.R. Foerster, 1994, «Finite Sample Properties of the Generalized Method of Moments in Tests of Conditional Asset Pricing Models», *Journal of Financial Economics* 36, 29-55.
- Ferson, W.E. et C.R. Harvey, 1992, «Seasonality and Consumption-Based Asset Pricing», *The Journal of Finance* 47, 511-552.
- Ferson, W.E. et C.R. Harvey, 1999, «Conditioning Variables and the Cross Section of Stock Returns», *The Journal of Finance* 54, 1325-1360.
- Gajewski, J.-F., 1997, «L'évolution des cours en période ex-dividende à la Bourse de Paris», *Finéco* 7, 95-122.
- Gallant, A.R., 1987, *Nonlinear Statistical Models*, Wiley, New York.
- Gordon, M.J., 1959, «Dividends, Earnings and Stock Prices», *Review of Economics and Statistics* 41, 99-105.
- Gordon, M.J., 1988, «Why Corporations Pay Dividends», *Studies in Banking and Finance* 5, 76-96.

- Grossman, S.J., Melino, A. et R.J. Shiller, 1987, «Estimating the Continuous Time-Consumption-Based Asset-Pricing Model», *Journal of Business and Economic Statistics* 5, 315-328.
- Grossman, S.J. et R.J. Shiller, 1981, «The Determinants of the Variability of Stock Market Prices», *The American Economic Review* 71, Papers and Proceedings, 222-227.
- Hansen, L.P., 1982, «Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators», *Econometrica* 50, 1029-1054.
- Hansen, L.P. et K.J. Singleton, 1982, «Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Expectations Models», *Econometrica* 50, 1269-1286.
- Hansen, L.P. et K.J. Singleton, 1983, «Stochastic Consumption, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Asset Returns», *Journal of Political Economy* 91, 249-265.
- He, H. et D.M. Modest, 1995, «Market Frictions and Consumption-Based Asset Pricing», *Journal of Political Economy* 103, 94-117.
- Heaton, J., 1993, «The Interaction between Time-nonseparable Preferences and Time Aggregation», *Econometrica* 61, 353-385.
- Heaton, J., 1995, «An Empirical Investigation of Asset Pricing with Temporally Dependent Preference Specifications», *Econometrica* 63, 681-717.
- Heaton, J. et D. Lucas, 2000, «Portfolio Choice and Asset Prices: The Importance of Entrepreneurial Risk», *The Journal of Finance* 55, 1163-1198.
- Hlawitschka, W. et M. Tucker, 1995, «Asset Allocation and the Equity Premium Puzzle», *Journal of Business Finance and Accounting* 22, 397-413.
- Huang, C. et R.H. Litzenberger, 1988, *Foundations for Financial Economics*, North-Holland, New York.
- Ingersoll, J.E., 1987, *Theory of Financial Decision Making*, Rowman & Littlefield, Maryland.
- Jahankhani, A. et J.L. Morgan, 1980, «Commercial Bank Financial Policies and their Impact on Market-Determined Measures of Risk», *Journal of Bank Research* 7, 169-178.
- Jensen, M.C., 1986, «Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers», *The American Economic Review* 76, Papers and Proceedings, 323-329.

- Jensen, M.C. et W.H. Meckling, 1976, «Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure», *Journal of Financial Economics* 3, 305-360.
- Kalay, A., 1982, «The Ex-dividend Day Behavior of Stock Prices: A Re-Examination of the Clientele Effect», *The Journal of Finance* 37, 1059-1070.
- Kale, J.R. et T.H. Noe, 1990, «Dividends, Uncertainty and Underwriting Costs Under Asymmetric Information», *The Journal of Financial Research* 13, 265-277.
- Kan, R. et G. Zhou, 1999, «A Critique of the Stochastic Discount Factor Methodology», *The Journal of Finance* 54, 1221-1248.
- Koedijk, K., Kool, C. et F. Nissen, 1998, «Real interest rates and shifts in macroeconomic volatility», *Journal of Empirical Finance* 5, 241-261.
- Kreps, D.M. et E.L. Porteus, 1978, «Temporal Resolution of Uncertainty and Dynamic Choice Theory», *Econometrica* 46, 185-200.
- Lapointe, M.A., 1995, «Risque, réputation et signalisation par le dividende», Thèse de doctorat, publiée, Université de Louvain.
- Lapointe, M.A., 1996, «Signalisation via dividende et variabilité du flux monétaire», *Finéco* 6, 55-70.
- Lee, C.M.C., Myers, J. et B. Swaminathan, 1999, «What is the Intrinsic Value of the Dow?», *The Journal of Finance* 54, 1693-1741.
- Li, Y., 1998, «Expected Stock Returns, Risk Premiums and Volatilities of Economic Factors», *Journal of Empirical Finance* 5, 69-97.
- Lintner, J., 1956, «Distribution of Incomes of Corporations Among Dividends, Retained Earnings, and Taxes», *The American Economic Review* 46, Papers and Proceedings, 97-113.
- Lintner, J., 1965, «The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets», *Review of Economics and Statistics* 47, 13-37.
- Litzenberger, R.H. et K. Ramaswamy, 1979, «The Effect of Personal Taxes and Dividends on Capital Asset Prices: Theory and Empirical Evidence», *Journal of Financial Economics* 7, 163-195.
- Litzenberger, R.H. et K. Ramaswamy, 1982, «The Effects of Dividends on Common Stock Prices: Taxes Effects or Information Effects?», *The Journal of Finance* 37, 429-443.

- Lucas, D.J., 1994, «Asset Pricing with Undiversifiable Income Risk and Short Sales Constraints Deepening the Equity Premium Puzzle», *Journal of Monetary Economics* 34, 325-341.
- Lucas, R.E., 1978, «Asset Prices in a Exchange Economy», *Econometrica* 46, 1429-1445.
- Mankiw, N.G. et M.D. Shapiro, 1986, «Risk and Return: Consumption Beta versus Market Beta», *Review of Economics and Statistics* 68, 452-459.
- Mankiw, N.G. et S.P. Zeldes, 1991, «The Consumption of Stockholders and Non-stockholders», *Journal of Financial Economics* 29, 97-112.
- Marsh, T.A. et R.C. Merton, 1987, «Dividend Behavior for the Aggregate Stock Market», *The Journal of Business* 60, 1-40.
- Mehra, R. et E.C. Prescott, 1985, «The Equity Premium A Puzzle», *Journal of Monetary Economics* 15, 145-161.
- Merton, R.C., 1971, «Optimum Consumption and Portfolio Rules in a Continuous-Time Model», *Journal of Economic Theory* 3, 373-413.
- Merton, R.C., 1973, «An Intertemporal Capital Asset Pricing Model», *Econometrica* 41, 867-887.
- Metrick, A., 1999, «Performance Evaluation with Transactions Data: The Stock Selection of Investment Newsletters», *The Journal of Finance* 54, 1743-1775.
- Michaely, R., Thaler R.H. et K.L. Womack, 1995, «Price Reactions to Dividend Initiations and Omissions: Overreaction or Drift?», *The Journal of Finance* 50, 573-608.
- Miller, M.H., 1986, «The Information Content of Dividends», in John Bosons, Rudiger Dornbush and Stanley Fischer, eds., *Macroeconomics : Essays in Honor of Franco Modigliani*, MIT Press.
- Miller M.H. et F. Modigliani, 1961, «Dividend Policy, Growth, and the Valuation of Shares», *The Journal of Business* 34, 411-433.
- Miller, M.H. et K. Rock, 1985, «Dividend Policy under Asymmetric Information», *The Journal of Finance* 40, 1031-1051.
- Miller, M.H. et M.S. Scholes, 1978, «Dividends and Taxes», *Journal of Financial Economics* 6, 333-364.

- Miller, M.H. et M.S. Scholes, 1982, «Dividends and Taxes: Some Empirical Evidence», *Journal of Political Economy* 90, 1118-1141.
- Modigliani, F. et M.H. Miller, 1958, «The Cost of Capital, Corporation Finance, and the Theory of Investment», *The American Economic Review* 48, 261-297.
- Modigliani, F. et M.H. Miller, 1963, «Corporate Income Taxes and the Cost of Capital: A Correction», *The American Economic Review* 53, 433-443.
- Morgan, I.G., 1980, «Dividends and Stock Price Behaviour in Canada», *Journal of Business Administration* 12, 91-106.
- Naranjo, A., Nimalendran, M. et M. Ryngaert, 1998, «Stock Returns, Dividend Yields, and Taxes», *The Journal of Finance* 53, 2029-2057.
- Pettit, R.R., 1977, «Taxes, Transactions Costs and the Clientele Effect of Dividends», *Journal of Financial Economics* 5, 419-436.
- Ross, S.A., 1976, «The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing», *Journal of Economic Theory* 13, 341-360.
- Rozeff, M.S., 1982, «Growth, Beta and Agency Costs as Determinants of Dividend Payout Ratios», *The Journal of Financial Research* 5, 249-259.
- Rozeff, M.S., 1984, «Dividend Yields are Equity Risk Premiums», *The Journal of Portfolio Management* 11, 68-75.
- Rubinstein, M., 1976, «The Valuation of Uncertain Income Streams and the Pricing of Options», *The Bell Journal of Economics* 7, 407-425.
- Sant, R. et A.R. Cowan, 1994, «Do Dividends Signal Earnings? The Case of Omitted Dividends», *The Journal of Banking and Finance* 18, 1113-1133.
- Scholes, M. et J. Williams, 1977, «Estimating Betas from Non-Synchronous Data», *Journal of Financial Economics* 5, 309-327.
- Sédzro, K., 1992, «Majorations multiformes du dividende, croissance et réaction boursière au Canada», *Finéco* 2, 31-54.
- Sédzro, K. et G. Bernier, 1992, «Efficacité relative des majorations multiformes du dividende», *Finéco* 2, 133-147.
- Sédzro, K., Bernier, G. et G. Charest, 1994, «Hausse du dividende régulier, stade de vie de la firme et réaction boursière», *Revue Canadienne des Sciences de l'Administration* 11, 68-74.

- Sharpe, W.F., 1964, «Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk», *The Journal of Finance* 19, 425-442.
- Shiller, R.J., 1981, «Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends?», *The American Economic Review* 71, 421-436.
- Sundaresan, S.M., 1989, «Intertemporally Dependent Preferences and the Volatility of Consumption and Wealth», *The Review of Financial Studies* 2, 73-88.
- Weil, P., 1989, «The Equity Premium Puzzle and the Risk-Free Rate Puzzle», *Journal of Monetary Economics* 24, 401-421.
- Wheatley, S., 1988, «Some Tests of the Consumption-Based Asset Pricing Model», *Journal of Monetary Economics* 22, 193-215.

ANNEXES A à D**TABLEAUX DE RENDEMENT EN DIVIDENDES****ET RISQUES**

SYMBOLES DES ANNEXES

No = Ordre numérique

Ticker = «Ticker» ou code boursier identifiant l'action

D = Dividendes

P = Prix

d = Rendement en dividendes (= D_1 / P_0)

Moy = Moyenne

ET = Écart type

Min = Minimum

Max = Maximum

R = Rendement total (= $[P_1 - P_0 + D_1] / P_0$)

Beta = Coefficient bêta (risque systématique)

ANNEXE A

Mesures de rendement en dividendes et risque (1977-1981)

Sont concernées, 57 actions ordinaires cotées à la Bourse de Toronto

No	Ticker	Nom	Min(d)%	Max(d)%	ET(d)%	Moy(d)%	Beta(R)	ET(R)
1	A,	ABITIBI CONSOLIDATED INC	3,256	7,843	1,9618	6,021	1,0397	0,0826
2	AEC,	ALBERTA ENERGY CO LTD	0,628	1,25	0,3313	0,873	1,1473	0,1096
3	AL,	ALCAN ALUMINIUM LTD	4,025	7,817	1,5786	5,023	1,0675	0,0893
4	ALC	ALGOMA CENTRAL CORP	4,244	7,385	1,2745	5,155	0,4331	0,0592
5	ALG,	ALGOMA STEEL INC	1,333	2,649	0,5826	2,178	0,7441	0,0803
6	AB,	ASBESTOS CORP LTD	4	6,443	1,1170	4,933	-0,0987	0,1156
7	BCT,	BC TELECOM INC	6,353	9,311	1,1651	7,2942	0,4107	0,0488
8	BRL,	BRL ENTERPRISES INC	0,615	1,212	0,2603	0,9645	1,6129	0,1252
9	CXY,	CANADIAN OCCIDENTAL PETRO	1,477	13,211	4,9130	4,5272	1,0579	0,1001
10	CP,	CANADIAN PACIFIC LTD	4,253	5,468	0,5075	4,5806	0,9902	0,0716
11	CBF	CANBRA FOODS LTD	2,353	4,494	1,5139	3,4235	0,6724	0,0971
12	CYL,	CASSIDYS LTD	6,182	8,831	1,0397	7,9612	0,5797	0,075
13	CCL,	CELANESE CANADA INC	3,333	4,103	0,3886	3,7487	1,1509	0,1068
14	CLT,	COMINCO LTD	6,175	8,716	1,0600	7,2914	1,3042	0,0938
15	CGC,	CONSUMERS PACKAGING INC	4,082	6,662	1,0333	5,6168	0,4911	0,0691
16	CFI,	CRESTBROOK FOREST INDS LTD	3,226	3,846	0,4384	3,5360	0,7342	0,1239
17	DFS,	DOFASCO INC	5,345	6,425	0,3964	5,9640	0,8133	0,0578
18	DTC,	DOMTAR INC	4,467	9,143	1,8325	6,6466	0,8876	0,0835
19	DVI,	DOVER INDUSTRIES LTD	3,084	7,273	1,6936	4,6572	0,0594	0,0547
20	DUP,A	DUPONT CANADA -CL A	2,698	3,333	0,3351	2,9537	0,8469	0,0962
21	EML,	EMCO LTD	3,774	5,333	0,6678	4,1906	0,7608	0,0789
22	FL	FALCONBRIDGE LTD	2,027	3,415	0,5921	2,6620	2,303	0,1583
23	FTT	FINNING INL INC	1,875	3	0,4690	2,4196	1,076	0,1028
24	FCC,A	FLETCHER CHALLENGE CDA -CL A	2,39	6,275	1,4231	4,7158	1,2243	0,1003
25	GSW,B	GSW INC -CL B	2,667	5,5	1,5311	3,7480	0,1979	0,1001
26	HSC,	HAWKER SIDDELEY CANADA	3,875	7,68	1,4665	5,3092	1,4131	0,1306
27	IMO,	IMPERIAL OIL LTD	2,599	5,49	1,0370	4,0518	1,3716	0,0928
28	N,	INCO LTD	2,109	7,248	1,9007	4,2728	1,2872	0,0997
29	IPL,	IPL ENERGY INC	7,613	10	0,9361	8,7584	0,3553	0,0544
30	IT	ISLAND TELEPHONE CO LTD	7	10,102	1,2562	8,2404	0,3379	0,0435
31	LNF	LEONS FURNITURE LTD	4,286	6,323	0,8414	5,1440	0,7448	0,1048
32	L,	LOBLAW COS LTD	1,636	2,911	0,6582	2,1522	0,6801	0,0799
33	MB,	MACMILLAN BLOEDEL LTD	2,192	6,481	1,5211	4,3874	1,2535	0,0967
34	MTT	MARITIME TEL & TEL CO LTD	6,957	9,136	0,8392	7,8646	0,3334	0,0437
35	MCL,	MOORE CORP LTD	4,287	5,47	0,4222	4,8182	0,6559	0,0631
36	NSP,	NATIONAL SEA PRODS	2,602	3,81	0,5685	3,1573	0,462	0,1318
37	NOR	NORANDA INC	3,537	6,222	1,0706	4,5050	1,626	0,1093
38	NGX,	NORTHGATE EXPLORATION LTD	6	6	0,0000	6,0000	1,5899	0,1438
39	NVA,	NOVA CORPORATION	2,76	5,095	0,8958	4,0070	1,0808	0,0789
40	NMC,	NUMAC ENERGY INC	0,415	0,792	0,1770	0,6053	1,4525	0,1492
41	PCP,	PANCANADIAN PETROLEUM LTD	2,703	5,18	1,0241	3,3968	0,8419	0,0691
42	PDG,	PLACER DOME INC	0,23	3,497	1,3436	2,4818	1,6872	0,1212
43	POW	POWER CORP CANADA	2,5	6,25	1,4652	4,7988	1,0833	0,0903
44	ROM,	RIO ALGOM LTD	3,659	4,706	0,4304	4,0706	1,1372	0,0865
45	SCC,	SEARS CDA INC	3,429	3,429	0,0000	3,4290	0,5984	0,0626
46	SHL,A	SHAW INDUSTRIES LTD -CL A	1,86	2,868	0,3778	2,2590	1,057	0,1245
47	SHC,	SHELL CANADA LTD -CL A	2,043	4,675	0,9523	3,4230	1,0175	0,0894
48	STM,	SOUTHAM INC	3,787	4,672	0,4073	4,2134	0,6665	0,0622
49	ST,A	ST LAWRENCE CEM INC -CL A	4,957	12,5	2,9718	7,9108	0,4856	0,0636
50	STE,A,	STELCO INC -CL A	5,387	7,619	0,8322	6,5134	0,7009	0,06
51	TPN,	TOTAL PETROLEUM OF N AMERICA	0,388	2,824	0,9419	1,3370	1,9537	0,1551
52	TRP,	TRANSCANADA PIPELINES LTD	3,925	5,928	0,8666	4,7142	0,7835	0,0663

53	UKH	UNITED KENO HILL MINES LTD	2,899	8,75	2,2495	5,7648	1,6911	0,1645
54	WLW	WELDWOOD OF CANADA LTD	3,846	4,701	0,3746	4,1402	1,0953	0,0975
55	W,	WESTCOAST ENERGY INC	5,378	6,943	0,6145	5,8840	0,761	0,0675
56	WMI	WESTMN RESOURCES LTD	1,127	5,8	1,8926	2,6236	1,7795	0,1508
57	WN,	WESTON (GEORGE) LTD	3,148	4,622	0,5681	4,0412	0,7458	0,075
***	***	TSE 300 (déc)	3,66	4,73	0,4279	4,2580	1,0000	0,0512

No	Ticker	Nom	Min(d)%	Max(d)%	ET(d)%	Moy(d)%	Beta(R)	ET(R)
		Moyenne (excluant le TSE300)	3,3859	5,9064	1,0352	4,4801	0,9515	0,0931
		Écart Type	1,7559	2,5904	0,7924	1,8865	0,4811	0,0305
		Maximum	7,613	13,211	4,9130	8,7584	2,3030	0,1645
		Minimum	0,23	0,792	0	0,60525	-0,0987	0,0435

ANNEXE B

Mesure de rendement en dividendes et risque (1982-1986)

Sont concernées, 125 actions ordinaires cotées à la Bourse de Toronto

No	Ticker	Nom	Min(d)%	Max(d)%	ET(d)%	Moy(d)%	Beta(R)	ET(R)
1	A,	ABITIBI CONSOLIDATED INC	2,143	8,219	2,4541	4,0028	0,3269	0,0968
2	ACK,	ACKLANDS LTD	1,336	3,75	1,1482	2,7200	0,4063	0,0533
3	AGE,	AGNICO EAGLE MINES LTD	0,347	1,633	0,4831	1,0366	1,154	0,1223
4	AEC,	ALBERTA ENERGY CO LTD	1,096	2,017	0,3767	1,4862	1,1648	0,101
5	AL,	ALCAN ALUMINIUM LTD	2,242	4,841	1,0209	3,5586	0,9076	0,0745
6	ALC	ALGOMA CENTRAL CORP	2,927	7,778	1,9493	4,3556	0,2644	0,066
7	ALG,	ALGOMA STEEL INC	4,04	4,04	0,0000	4,0400	0,8237	0,0893
8	ACO,X	ATCO LTD -CL I	1,905	2,909	0,3640	2,3350	1,0444	0,097
9	BBC,	B C BANCORP	4,966	5,333	0,2595	5,1495	1,2181	0,1514
10	BCS,A	B C SUGAR REFINERY -CL A	5	9,143	1,6990	6,1916	0,7524	0,0749
11	BMO,	BANK OF MONTREAL	4,308	9,032	1,8751	6,8270	0,9838	0,0654
12	BNS,	BANK OF NOVA SCOTIA	4,214	6,067	0,7057	5,0556	0,9686	0,0691
13	BNB	BATON BROADCASTING	1,72	2,618	0,3845	2,1548	0,703	0,1073
14	BCG	BC GAS INC	5,5	7,788	1,0751	6,6718	0,0604	0,0691
15	BCT,	BC TELECOM INC	6,283	9,275	1,1857	7,3734	0,4747	0,0459
16	BPC,	BROOKFIELD PROPERTIES CORP	0,324	0,566	0,1219	0,4340	1,2697	0,1056
17	BRL,	BRL ENTERPRISES INC	1,364	1,364	0,0000	1,3640	0,9448	0,1323
18	BRR,	BRUNCOR INC	6,422	8,826	0,9311	7,2262	0,3979	0,0428
19	BUD,	BUDD CANADA INC	0,784	5,581	2,4649	3,3350	0,9536	0,1287
20	CAE,	CAE INC	1,074	1,86	0,3027	1,3634	0,7956	0,087
21	CGI,	CANADIAN GENERAL INVESTMENT	3,364	6,4	1,1934	4,4588	0,3683	0,0554
22	CM,	CANADIAN IMPERIAL BANK	5,316	8,279	1,2837	6,7492	1,1278	0,0773
23	CMW,	CANADIAN MARCONI CO	0,928	1,518	0,2191	1,2492	0,8042	0,0851
24	CXY,	CANADIAN OCCIDENTAL PETRO	1,241	2,667	0,5813	2,0896	0,7412	0,0999
25	CP,	CANADIAN PACIFIC LTD	2,544	4,599	0,8537	3,0828	1,2972	0,0807
26	CYL,	CASSIDYS LTD	2	9,067	4,9971	5,5335	0,7945	0,1294
27	CCL,	CELANESE CANADA INC	0,435	4,108	1,4239	2,2292	1,4678	0,1194
28	CEF,A	CENTRAL FUND CDA -CL A	1,509	7,667	2,6342	3,3234	0,5044	0,132
29	CLT,	COMINCO LTD	0,678	1,376	0,3772	1,1097	1,1581	0,0825
30	CGT	CONSUMERS GAS CO LTD	2,478	12,269	3,4736	7,26	0,7502	0,0578
31	CGC,	CONSUMERS PACKAGING INC	4,186	5,97	0,8134	4,967	0,6713	0,0782
32	CDL,A	CORBY (H.) DISTILLERY -CL A	3,124	6,654	1,2793	4,8802	0,4729	0,0642
33	CLA	CROWN LIFE INS CO	1,707	3,493	0,7557	2,5104	0,2211	0,084
34	CFS,	CT FINANCIAL SERVICES INC	2,621	4,471	0,7525	3,2314	0,8434	0,079
35	DFS,	DOFASCO INC	3,392	6,429	1,2824	4,2782	1,1282	0,0729
36	DTX	DOMINION TEXTILES INC	2,11	11,333	3,5085	5,5636	0,8708	0,0844
37	DTC,	DOMTAR INC	2,752	7,453	1,9022	4,0954	1,0105	0,0727
38	DVI,	DOVER INDUSTRIES LTD	2,319	6,25	1,5125	3,731	0,6699	0,0735
39	DUP,A	DUPONT CANADA -CL A	1,146	3,294	0,9217	1,8546	0,898	0,0892
40	DLX,	DYLEX LTD	1,239	2,019	0,3193	1,599	0,934	0,121
41	ELF,	E-L FINANCIAL CORP LTD	0,164	1,053	0,3499	0,4548	0,8606	0,0897
42	ECO,	ECHO BAY MINES LTD	0,411	0,995	0,2736	0,749	1,3662	0,1295
43	EVT	ECONOMIC INVT TR LTD	2,264	6,517	1,6523	3,932	0,4929	0,0756
44	EML,	EMCO LTD	2,133	4,48	0,9822	3,4316	0,7391	0,0672
45	EMP,A	EMPIRE COMPANY LTD -CL A	0,842	4,655	1,7077	2,7674	0,4437	0,0911
46	FC,	FCA INTERNATIONAL LTD	0,467	2,133	0,6401	1,0272	1,0756	0,0991
47	FTT	FINNING INL INC	0,392	2,667	0,9323	1,626	0,8726	0,1087
48	FCC,A	FLETCHER CHALLENGE CDA -CL A	1,159	1,763	0,4271	1,461	1,4171	0,1056
49	GDS,A	GENDIS INC -CL A	1,824	3,118	0,5279	2,2522	0,9319	0,084
50	GLN,	GLENTEL INC	0,133	0,314	0,0954	0,241	1,3606	0,1076
51	GSW,B	GSW INC -CL B	2,273	4,61	0,9817	2,88	0,7618	0,1231
52	HLY	HALEY INDUSTRIES LTD	1,327	4	0,9530	2,5938	0,9407	0,0994

53	HRW,A	HARROWSTON INC -CL A	1,413	2,727	0,4946	2,1762	0,1937	0,0671
54	HSC,	HAWKER SIDDELEY CANADA	3,657	6,564	1,1492	5,0298	0,8868	0,0788
55	HLG	HOLLINGER INC	0,506	1,356	0,6010	0,931	0,3636	0,0737
56	HBC	HUDSONS BAY CO	2,449	3,727	0,5500	2,8692	0,6332	0,0796
57	IMS,	IMASCO LTD	2,222	2,827	0,2402	2,4126	0,8163	0,0728
58	IMO,	IMPERIAL OIL LTD	3,122	4,87	0,7072	3,684	1,1304	0,0793
59	N,	INCO LTD	1,357	1,724	0,1544	1,5415	1,5963	0,1094
60	INT,	INTERMETCO LTD	0,5	3,2	1,2880	2,4208	0,578	0,1035
61	IPL,	IPL ENERGY INC	4,327	6,632	0,8762	5,1362	0,5402	0,057
62	IT	ISLAND TELEPHONE CO LTD	5,412	9,176	1,4171	7,0780	0,5445	0,0453
63	JN	JANNOCK LTD	2,415	5,333	1,1974	3,4470	1,5449	0,1173
64	LB,	LAURENTIAN BANK OF CANADA	3,419	5,623	0,9894	4,2758	1,1117	0,1088
65	LNF	LEONS FURNITURE LTD	1,957	3,673	0,7721	2,7610	0,3239	0,0943
66	L,	LOBLAW COS LTD	1,312	2,182	0,3491	1,6196	0,4253	0,065
67	MKI	M CORP INC	0,526	0,714	0,1329	0,6200	0,9478	0,1577
68	MKF	MACKENZIE FINANCIAL CORP	0,464	0,464	0,0000	0,4640	1,071	0,1044
69	MB,	MACMILLAN BLOEDEL LTD	0,4	1,84	1,0182	1,1200	0,9876	0,0792
70	MTT	MARITIME TEL & TEL CO LTD	6,033	8,222	0,9418	6,6794	0,5277	0,0473
71	MHR,	MCGRAW-HILL RYERSON LTD	3,015	6,154	1,2037	4,6934	0,2188	0,0458
72	MRD	MELCOR DEVELOPMENT LTD	1,27	1,905	0,2778	1,5678	0,3487	0,1085
73	MIV,	MICC INVTS LTD	8,444	8,444	0,0000	8,4440	0,4304	0,1829
74	MOF	MOFFAT COMMUNICATIONS	2,71	3,231	0,2255	2,9998	0,2413	0,0644
75	MCL,	MOORE CORP LTD	1,794	3,138	0,6451	2,4806	0,6162	0,0563
76	NA,	NATIONAL BANK CANADA	2,4	5,692	1,2634	4,1586	1,404	0,0869
77	NSP,	NATIONAL SEA PRODS	0,449	0,777	0,2319	0,6130	0,504	0,1238
78	NT,	NATIONAL TRUSTCO INC	2,732	3,862	0,6061	3,1703	0,8619	0,0979
79	NCC,A	NEWFOUNDLAND CAP CORP -CL A	0,588	8,889	3,4341	2,9188	0,6527	0,1193
80	NEL	NEWTEL ENTERPRISES	6,496	8,615	0,7857	7,3600	0,4527	0,05
81	NOR	NORANDA INC	1,887	3,846	0,7361	2,8706	1,5153	0,0944
82	NCN	NORCEN ENERGY RES	3,008	3,226	0,1151	3,0957	0,7397	0,089
83	NTL,	NORTHERN TELECOM LTD	0,818	1,27	0,1891	1,0342	1,269	0,0947
84	NVA,	NOVA CORPORATION	4,507	6,809	0,8159	5,6122	0,8967	0,0786
85	NMC,	NUMAC ENERGY INC	0,69	0,69	0,0000	0,6900	1,1118	0,1031
86	OSH,A	OSHAWA GROUP LTD -CL A	1,444	2,487	0,4435	1,8022	0,5843	0,0643
87	PNG,A	PACIFIC NORTHERN GAS	6,316	6,788	0,2015	6,6102	0,2177	0,0531
88	PCP,	PANCANADIAN PETROLEUM LTD	2,545	4,138	0,5845	3,3182	0,8562	0,0878
89	PRG,	PEERLESS CARPET CORPORATION	0,25	2	0,7330	1,2300	0,7916	0,1202
90	PDG,	PLACER DOME INC	0,833	1,263	0,1676	1,0282	1,3698	0,0974
91	POW	POWER CORP CANADA	2,5	6,796	1,7598	3,6804	1,3301	0,0866
92	REA,A	REALCAP HLDGS LTD -CL A	4,444	5,797	0,5540	5,2300	0,6364	0,1113
93	ROM,	RIO ALGOM LTD	2,697	3,974	0,5423	3,0402	1,299	0,092
94	RMN	ROMAN CORPORATION LTD	1,361	3,81	1,0895	2,7725	2,2752	0,182
95	ROC,	ROTHMANS INC	2,388	4,571	0,8284	3,6682	0,6039	0,0704
96	RY,	ROYAL BANK OF CANADA	6,015	8,511	1,0062	6,8444	0,9122	0,0638
97	SCT,	SCINTREX LIMITED	0,851	1,212	0,2553	1,0315	0,5547	0,1527
98	VO,	SEAGRAM CO LTD	1,471	3,611	0,8634	2,1066	0,7455	0,0594
99	SCC,	SEARS CDA INC	1,758	2,667	0,4546	2,2166	0,9084	0,0799
100	SHL,A	SHAW INDUSTRIES LTD -CL A	1,553	3,038	0,5679	2,1392	0,7324	0,0886
101	SHC,	SHELL CANADA LTD -CL A	2,308	4,337	0,8171	2,8982	1,0985	0,0916
102	STM,	SOUTHAM INC	2,204	4,531	0,8951	3,0412	0,5631	0,085
103	SPZ	SPAR AEROSPACE LTD	1,212	2,115	0,3595	1,6632	0,8447	0,0993
104	ST,A	ST LAWRENCE CEM INC -CL A	0,87	3,409	1,3140	2,3353	0,2118	0,0812
105	STE,A,	STELCO INC -CL A	3,333	5,195	0,7161	4,5020	1,1242	0,0776
106	TM,B	TELE-METROPOLE INC -CL B	2,286	4,513	0,8617	3,2048	0,5776	0,5776
107	THD	THIRD CDN GEN INVT TR LTD	2,981	6,047	1,2717	4,2242	0,2672	0,0434
108	TOC,	THOMSON CORP	1,845	3,564	0,6128	2,6394	0,4378	0,0673
109	TIH	TOROMONT INDUSTRIES LTD	3,951	6,531	0,9191	5,3330	0,8489	0,0732
110	TD	TORONTO DOMINION BANK	3,275	4,504	0,5312	3,9073	0,9252	0,064
111	TS,B	TORSTAR CORP -CL B	1,742	4,833	1,2982	2,8188	0,8025	0,1041
112	TPN,	TOTAL PETROLEUM OF N AMERICA	1,11	2,892	0,7147	1,8106	0,7904	0,1156
113	TA,	TRANSALTA CORP	5,455	6,494	0,3792	5,9694	0,5785	0,0512
114	TRP,	TRANSCANADA PIPELINES LTD	4,367	6,637	0,9009	5,1162	0,8962	0,0779
115	TFC,A	TRILON FINANCIAL -CL A	2,213	3,497	0,5283	2,8925	0,7872	0,066
116	TMA,	TRIMAC CORP	1,075	1,075	0,0000	1,0750	1,3246	0,1085

117	UAP,A	U A P INC -CL A	2,492	4,727	0,9652	3,5352	0,5666	0,0582
118	UNI,A	UNICORP ENERGY CORP -CL A	1,723	7,4	2,3960	4,1108	0,6701	0,132
119	UNC,	UNITED CORPORATIONS LTD	1,429	4,308	1,0799	2,7408	0,701	0,0867
120	UDI,	UNITED DOMINION INDUSTRIES	4,653	6,885	1,1964	6,0180	0,9501	0,0878
121	WLW	WELDWOOD OF CANADA LTD	0,943	3,39	0,9856	1,6696	0,7982	0,0874
122	W,	WESTCOAST ENERGY INC	5,818	7,538	0,6422	6,8562	0,3449	0,0529
123	WMI	WESTMN RESOURCES LTD	0,825	2,286	0,6224	1,4770	1,2268	0,1023
124	WN,	WESTON (GEORGE) LTD	1,428	3,692	0,8781	2,2972	0,6849	0,0604
125	WIC,B	WIC WESTERN INTL COMM -CL B	0,571	3,487	1,4044	2,6685	0,8074	0,0604
***	***	TSE 300 (déc.)	2,99	4,03	0,4357	3,414	1	0,0465

No	Ticker	Nom	Min(d)%	Max(d)%	ET(d)%	Moy(d)%	Beta(R)	ET(R)
		Moyenne (excluant le TSE300)	2,3625	4,5297	0,9133	3,2911	0,8139	0,0924
		Écart Type	1,7064	2,5654	0,7733	1,9033	0,3619	0,0516
		Maximum	8,444	12,269	4,9971	8,4440	2,2752	0,5776
		Minimum	0,133	0,314	0	0,241	0,0604	0,0428

ANNEXE C

Mesures de rendement en dividendes et risque (1987-1991)

Sont concernées, 184 actions ordinaires cotées à la Bourse de Toronto

No	Ticker	Nom	Min(d)%	Max(d)%	ET(d)%	Moy(d)%	Beta(R)	ET(R)
1	A,	ABITIBI CONSOLIDATED INC	2,222	7,547	2,0147	4,51	0,9937	0,0808
2	ACK,	ACKLANDS LTD	3,75	4,034	0,2008	3,892	0,3525	0,0766
3	AGE,	AGNICO EAGLE MINES LTD	1,156	3,605	1,0658	2,4033	1,2857	0,1316
4	AEC,	ALBERTA ENERGY CO LTD	1,66	2,64	0,37	2,0102	0,6936	0,0706
5	AL,	ALCAN ALUMINIUM LTD	2,23	5,836	1,5094	4,0156	1,3103	0,0802
6	ACO,X	ATCO LTD -CL I	1,882	2,623	0,2986	2,096	1,1116	0,0795
7	BCS,A	B C SUGAR REFINERY -CL A	4,559	5,664	0,5024	4,9658	0,7139	0,0653
8	BMO,	BANK OF MONTREAL	4,254	9,815	2,4612	6,9982	0,732	0,0496
9	BNS,	BANK OF NOVA SCOTIA	5,063	9,091	1,749	5,9938	1,0526	0,0712
10	ABX,	BARRICK GOLD CORPORATION	0,185	0,51	0,1183	0,3776	1,3145	0,1075
11	BNB,	BATON BROADCASTING	1,345	3,368	0,9196	2,0068	0,7887	0,0761
12	BCG	BC GAS INC	4,852	5,559	0,2944	5,169	0,483	0,0424
13	BCT,	BC TELECOM INC	4,783	6,667	0,823	5,6996	0,3306	0,0358
14	BPT,A	BGR PRECIOUS METALS -CL A	4,878	13,559	3,5485	10,28	0,7487	0,0786
15	BPC,	BROOKFIELD PROPERTIES CORP	0,538	4,819	2,0482	2,52	0,7963	0,0803
16	BRR,	BRUNCOR INC	6,703	6,906	0,0837	6,7956	0,4012	0,0307
17	BUD,	BUDD CANADA INC	8,814	20,69	5,2287	15,2608	0,3264	0,0531
18	CAE,	CAE INC	1,333	2,667	0,5264	2,1512	1,3487	0,1162
19	CBJ,	CAMBIOR INC	0,27	1,514	0,4509	0,9176	1,325	0,1266
20	CBG	CAMBRIDGE SHOPPING CENTERS	1,622	4,054	0,9805	2,339	1,0722	0,0661
21	COC	CAMCO INC	2,743	10,061	2,7189	5,5802	0,8492	0,0876
22	CGI,	CANADIAN GENERAL INVESTMENT	4,457	5,256	0,3219	4,869	0,8968	0,0591
23	CM,	CANADIAN IMPERIAL BANK	3,921	6,042	0,9802	4,9416	0,8892	0,0624
24	CMW,	CANADIAN MARCONI CO	1,323	2,605	0,5063	1,841	0,9788	0,0756
25	CXY,	CANADIAN OCCIDENTAL PETRO	1,475	2,759	0,4957	2,2	0,9081	0,0839
26	CP,	CANADIAN PACIFIC LTD	2,618	4,658	0,7608	3,4258	1,1545	0,0729
27	SAT,	CANADIAN SATELLITE COMMUN	0,86	0,86	0	0,86	1,1318	0,0824
28	CAM,A	CANAM MANAC GROUP INC -CL A	3,902	7,36	1,3757	5,4122	1,0177	0,1087
29	CBF	CANBRA FOODS LTD	5,882	5,882	0	5,882	1,141	0,1385
30	CFP	CANFOR CORP	1,346	2,718	0,5576	2,1024	1,8927	0,1148
31	CYL,	CASSIDYS LTD	2,5	3,636	0,455	3,0274	0,6217	0,079
32	CCL,	CELANESE CANADA INC	3,659	7,018	1,3631	5,9436	1,0001	0,0744
33	CEH	CENTRAL CAPITAL CORP	3,493	10,182	3,0585	5,647	0,7036	0,1421
34	CEF,A	CENTRAL FUND CDA -CL A	0,178	1,633	0,7212	0,7224	0,3643	0,0695
35	CF,	CFCF INC	1,013	1,579	0,247	1,2335	0,7152	0,1074
36	CRW,	CINRAM INTERNATIONAL INC	1,043	1,745	0,298	1,4848	1,1464	0,1032
37	CEI,	CO-STEEL	2,667	3,81	0,4693	3,1276	0,9885	0,0616
38	KOC	COCA-COLA BEVERAGES	0,234	0,635	0,171	0,4906	1,1905	0,092
39	CGO	COGECO INC -SUB VTG	1,333	3,86	1,1683	2,188	0,9357	0,1086
40	CLT,	COMINCO LTD	1,2	2,353	0,5348	1,8186	1,7425	0,1024
41	CXE,	CONSOLIDATED CDN EXPRESS	2,273	2,907	0,4483	2,59	1,4201	0,1789
42	CEZ	CONSOLIDATED ENFIELD CORP	2,927	7,442	2,2658	5,0723	1,9194	0,1855
43	CGC,	CONSUMERS PACKAGING INC	4,045	9,375	2,5165	5,7013	0,8968	0,1219
44	CDL,A	CORBY (H,) DISTILLERY -CL A	1,725	3,627	0,7207	2,4302	0,3545	0,0812
45	BCB	COTT CORP QUE	0,395	0,395	0	0,395	0,2405	0,1789
46	CXS,	COUNSEL CORPORATION	1,5	4,267	1,2513	2,6472	0,8432	0,1175
47	CFI,	CRESTBROOK FOREST INDS LTD	1,714	4,364	0,9997	3,1924	1,7268	0,1057
48	CLA	CROWN LIFE INS CO	3,2	7,111	1,8333	4,3758	0,346	0,112
49	CSA,A	CSA MGMT INC -CL A	1,25	4	1,1354	2,484	1,1058	0,1144
50	CFS,	CT FINANCIAL SERVICES INC	3,191	5,333	0,8203	4,148	0,8234	0,0724
51	DRL,	DERLAN INDUSTRIES LTD	1,5	4,87	1,5181	3,148	1,1507	0,084
52	DFS,	DOFASCO INC	3,81	7,877	1,6252	5,1594	1,1434	0,0723

53	DTX	DOMINION TEXTILES INC	2,43	5,053	1,0064	3,4892	0,8392	0,0957
54	DTC,	DOMTAR INC	3,2	3,846	0,2684	3,4935	1,3315	0,0837
55	DVI,	DOVER INDUSTRIES LTD	2,703	4,187	0,5623	3,23	0,3488	0,0575
56	DUP,A	DUPONT CANADA -CL A	1,14	2,887	0,7085	2,1022	1,1366	0,0783
57	DLX,	DYLEX LTD	0,253	3,509	1,2531	2,225	0,8409	0,1039
58	ELF,	E-L FINANCIAL CORP LTD	0,189	2,2	0,8201	0,9026	0,7015	0,0558
59	ECO,	ECHO BAY MINES LTD	0,261	0,997	0,3075	0,6008	1,1578	0,1202
60	EVT	ECONOMIC INVT TR LTD	2,824	9,975	2,992	4,6712	0,4624	0,0455
61	EML,	EMCO LTD	2,764	5,263	1,1633	3,594	0,7452	0,0791
62	EMP,A	EMPIRE COMPANY LTD -CL A	1,094	1,347	0,1	1,231	1,2319	0,0971
63	EN	EURO-NEVADA MINING LTD	0,167	0,194	0,0191	0,1805	1,2158	0,1551
64	FC,	FCA INTERNATIONAL LTD	0,478	0,889	0,1672	0,7208	0,4353	0,0835
65	FTT	FINNING INL INC	1,519	3,755	0,8046	2,7494	1,0746	0,075
66	FMS,A	FIRST MARATHON INC -CL A	2,495	7,298	1,9975	4,9648	1,1998	0,0988
67	FCC,A	FLETCHER CHALLNGE CDA -CL A	0,593	6,349	2,1418	3,1588	1,3747	0,0862
68	FTS,	FORTIS INC	6,145	6,636	0,2363	6,37	0,2774	0,0348
69	FSH,	FOUR SEASON HOTELS -LTD VTG	0,485	0,981	0,1812	0,6884	1,3817	0,1023
70	FPL,	FPI LTD	1,518	4	1,755	2,759	1,3859	0,1211
71	FN	FRANCO-NEVADA MINING CORP	0,465	1,218	0,4016	0,842	1,7874	0,1423
72	FAP	FST AUSTRALIA PRIM INCM INVT	7,59	17,813	3,6559	13,052	0,3425	0,0386
73	FTC,	FT CAP LTD	5,882	5,882	0	5,882	-0,2809	0,229
74	GDS,A	GENDIS INC -CL A	2,312	2,688	0,2024	2,4567	0,6331	0,0733
75	GSD	GESCO INDUSTRIES INC	1,481	3,661	0,9479	2,842	0,4996	0,0646
76	GLG,	GLAMIS GOLD LTD	0,914	1,158	0,1725	1,036	1,1097	0,1649
77	GLN,	GLENTEL INC	0,254	1,143	0,3649	0,7168	0,9286	0,13
78	GNC,	GORAN CAPITAL INC	3,254	5,783	1,2649	4,5007	0,883	0,1738
79	GLZ	GREAT LAKES POWER INC	2,388	4,5	0,8077	3,7232	0,8807	0,0667
80	GWO	GREAT WEST LIFECO INC	3,077	4,938	0,6973	3,967	0,9483	0,073
81	GRE	GREENSTONE RES LTD	1,759	1,759	0	1,759	1,1106	0,1926
82	GFI,	GREYVEST CAPITAL INC	3,067	5,667	1,0782	4,1362	1,0213	0,0891
83	GSW,B	GSW INC -CL B	2,899	22,378	13,7737	12,6385	0,2726	0,0864
84	GOU,	GULF CANADA RES LTD -ORD	1,26	6,667	2,0354	3,3942	1,1732	0,15
85	HLY	HALEY INDUSTRIES LTD	1,35	4,57	1,2429	3,295	0,8418	0,119
86	HLG	HOLLINGER INC	1,379	6,154	2,0125	2,8648	1,1672	0,0884
87	HCG,B	HOME CAP GROUP INC -CL B	2	4,167	1,5323	3,0835	1,1662	0,125
88	HBC	HUDSONS BAY CO	2,105	3,333	0,4994	2,734	1,0697	0,0936
89	IMS,	IMASCO LTD	2,967	4,633	0,6011	3,7062	0,9499	0,0693
90	IMO,	IMPERIAL OIL LTD	2,812	4,5	0,6878	3,3896	0,6916	0,0658
91	INT,	INTERMETCO LTD	2,625	4,909	1,1516	3,8488	0,4658	0,0815
92	IGI	INVESTORS GROUP INC	1,924	4,828	1,2088	3,4958	1,2772	0,0833
93	IPL,	IPL ENERGY INC	4,188	6,178	0,7664	4,8564	0,6289	0,0473
94	IT	ISLAND TELEPHONE CO LTD	5,383	7	0,6309	6,1486	0,2238	0,0361
95	JN	JANNOCK LTD	2,987	6,154	1,1662	4,3908	1,6125	0,0985
96	KTN,A	KELTIC INC -CL A	1,951	4,211	1,0635	3,0195	0,7664	0,118
97	KRG,	KRG MGMT INC	5,797	6,452	0,3354	6,1663	0,9985	0,1243
98	LB,	LAURENTIAN BANK OF CANADA	3,358	4,454	0,5256	3,9398	0,9768	0,0732
99	L,	LOBLAW COS LTD	1,088	1,905	0,3418	1,4864	0,7335	0,0592
100	LWN,	LOEWEN GROUP INC	0,128	0,128	0	0,128	1,2982	0,0942
101	LON	LONDON INSURANCE GROUP INC	4,42	5,605	0,5038	5,1044	0,8339	0,0628
102	MKI	M CORP INC	1,404	5,333	1,6501	2,4176	1,0493	0,1065
103	MKF	MACKENZIE FINANCIAL CORP	0,787	1,532	0,2946	1,0204	1,8569	0,1119
104	MB,	MACMILLAN BLOEDEL LTD	3,243	5	0,7711	4,1932	1,5925	0,0968
105	MTT	MARITIME TEL & TEL CO LTD	5,571	6,689	0,5015	6,0984	0,3474	0,036
106	MHR,	MCGRAW-HILL RYERSON LTD	3,697	4,808	0,5119	4,284	0,1422	0,0334
107	MRD	MELCOR DEVELOPMENT LTD	1,026	1,739	0,3282	1,2555	0,899	0,0998
108	MNI,	MERIDIAN TECHNOLOGIES INC	3,226	3,226	0	3,226	0,8809	0,1018
109	MIV,	MICC INVTS LTD	1,524	13,333	4,3406	6,3102	1,0635	0,1107
110	MOF	MOFFAT COMMUNICATIONS	0,903	4	1,1575	2,2422	1,0003	0,0814
111	MON	MONARCH DEVELOPMENT CORP	0,64	1,434	0,2927	1,0404	0,1521	0,087
112	MCL,	MOORE CORP LTD	2,162	4,347	0,9109	3,4076	0,9228	0,0655
113	NA,	NATIONAL BANK CANADA	5,143	11,034	2,5077	6,8056	1,0503	0,0752
114	NSP,	NATIONAL SEA PRODS	0,548	1,5	0,4762	1,016	0,9674	0,1252
115	NT,	NATIONAL TRUSTCO INC	2,922	4,353	0,6322	3,7526	0,5125	0,0615
116	NCC,A	NEWFOUNDLAND CAP CORP -CL A	2,308	3,243	0,535	2,9257	0,7243	0,0951

117	NEL	NEWTEL ENTERPRISES	6,71	7,827	0,4266	7,2052	0,3969	0,0343
118	NF	NORANDA FOREST INC	1,266	9,032	2,783	5,0842	1,5027	0,0907
119	NOR	NORANDA INC	2,212	5,97	1,4701	4,2812	1,7526	0,0947
120	NCN	NORCEN ENERGY RES	1,97	2,721	0,3247	2,4142	0,904	0,0707
121	NTL	NORTHERN TELECOM LTD	0,704	1,59	0,3322	1,1942	0,8856	0,075
122	NGX	NORTHGATE EXPLORATION LTD	7,843	7,843	0	7,843	1,2007	0,1397
123	NVA	NOVA CORPORATION	3,5	6,207	1,2594	5,1066	1,4063	0,1011
124	OCI	OLD CDA INVT LTD	1,481	8,596	2,9151	4,7214	0,8878	0,1132
125	OSH,A	OSHAWA GROUP LTD -CL A	1,255	2,411	0,4679	1,5848	0,6784	0,0675
126	PNG,A	PACIFIC NORTHERN GAS	5,688	7,117	0,5219	6,4896	0,4761	0,0463
127	PCP	PANCANADIAN PETROLEUM LTD	1,975	2,474	0,2198	2,2542	0,5535	0,0615
128	POU	PARAMOUNT RESOURCES LTD	1,379	4,848	1,5374	2,5958	0,8518	0,1039
129	PKI	PARKLAND INDUSTRIES LTD	0,69	1,633	0,414	1,2788	0,9774	0,0819
130	PRG	PEERLESS CARPET CORPORATION	1,016	4,923	1,5234	3,2298	0,6934	0,0854
131	PDG	PLACER DOME INC	1,019	2,376	0,4992	1,5526	1,2711	0,1021
132	POC	POCO PETROLEUMS LTD	0,889	0,889	0	0,889	1,234	0,102
133	POW	POWER CORP CANADA	4,035	10,159	2,5924	5,548	1,0524	0,0651
134	PWF	POWER FINANCIAL CORP	3,5	7,574	1,6851	4,5962	0,9937	0,0668
135	PDI	PREMDOR INC	2,353	5,946	1,8158	4,302	1,2772	0,1512
136	PXF	PRIMEX FOREST PRODS LTD	1,185	2,973	0,8214	2,3955	1,5704	0,1257
137	QBR,A	QUEBECOR INC -CL A	0,795	1,613	0,3484	1,246	0,771	0,0797
138	QTG	QUEBECTEL GROUP INC	6,027	7,276	0,5573	6,7876	0,319	0,1864
139	RPP	REPAP ENTERPRISES	0,396	4,098	1,5592	2,3105	1,9433	0,1274
140	RY	ROYAL BANK OF CANADA	4,316	7,279	1,1812	5,4998	0,8258	0,0591
141	RLG	ROYAL LEPAGE LIMITED	2,032	9,18	2,9383	6,0886	1,174	0,1027
142	SRX	S R TELECOM INC	0,612	2,4	1,2643	1,506	0,8383	0,1044
143	SMT	SAMUEL MANU-TECH INC	2,357	4,174	0,7427	3,1926	0,5531	0,0576
144	SZ,A	SCEPTRE INVT COUNSEL -CL A	4,774	8,4	1,4909	6,2224	1,1988	0,0841
145	SCT	SCINTREX LIMITED	1,6	1,6	0	1,6	0,543	0,1402
146	VO	SEAGRAM CO LTD	1,635	2,091	0,1861	1,8626	1,0098	0,0652
147	SCC	SEARS CDA INC	1,811	2,595	0,3423	2,1718	0,9431	0,0689
148	SEC	SENVEST CAP INC	1,495	1,495	0	1,495	0,3748	0,0869
149	SCL,B	SHAW COMMUNICATN INC -CL B	0,741	1,143	0,173	0,9338	0,7439	0,0715
150	SHL,A	SHAW INDUSTRIES LTD -CL A	0,742	1,905	0,4692	1,301	1,0751	0,1069
151	SHC	SHELL CANADA LTD -CL A	1,882	2,432	0,2297	2,1576	0,9482	0,0661
152	SIC	SICO INC	2,96	5,867	1,203	3,769	0,9882	0,1022
153	SFF	SLOCAN FOREST PRODS LTD	0,766	3,83	1,1088	2,2314	1,7159	0,1211
154	STM	SOUTHAM INC	1,992	4,267	0,8944	2,797	1,1421	0,0833
155	SPZ	SPAR AEROSPACE LTD	0,75	2,796	0,8448	1,7114	0,9537	0,1024
156	ST,A	ST LAWRENCE CEM INC -CL A	3,51	5,961	0,8928	4,5474	1,1629	0,0832
157	STE,A	STELCO INC -CL A	4,545	6,186	0,791	5,0095	1,3012	0,1068
158	TM,B	TELE-METROPOLE INC -CL B	1,791	2,909	0,7905	2,35	0,3222	0,0725
159	TGO	TELEGLOBE INC	0,976	3,556	1,0647	2,3415	0,9722	0,1518
160	THD	THIRD CDN GEN INVT TR LTD	4,505	5,161	0,2899	4,795	0,4776	0,0479
161	TOC	THOMSON CORP	1,767	3,238	0,619	2,6426	1,1926	0,0786
162	TIH	TOROMONT INDUSTRIES LTD	3,333	5,333	0,7876	3,99	0,544	0,0703
163	TD	TORONTO DOMINION BANK	2,766	4,943	0,8371	3,7124	0,8854	0,0604
164	TS,B	TORSTAR CORP -CL B	2,171	3,818	0,7482	2,8398	1,1005	0,0674
165	TPN	TOTAL PETROLEUM OF N AMERICA	2,004	7,263	2,1729	3,6298	0,8404	0,0973
166	TA	TRANSALTA CORP	6,4	8,253	0,7325	7,0656	0,2588	0,0397
167	TRP	TRANSCANADA PIPELINES LTD	4	7,111	1,3223	4,7748	0,541	0,0553
168	TDZ	TRIDEL ENTERPRISES INC	1,818	11,966	4,6045	6,9666	1,1689	0,1117
169	TFC,A	TRILON FINANCIAL -CL A	4,121	8,372	2,0148	5,69	0,7409	0,0589
170	TMA	TRIMAC CORP	1,176	3,019	1,3032	2,0975	1,175	0,1014
171	TVX	TVX GOLD INC	0,656	1,088	0,3055	0,872	0,9944	0,1645
172	UAP,A	U A P INC -CL A	2,148	2,875	0,2944	2,6684	0,5042	0,0643
173	UNI,A	UNICORP ENERGY CORP -CL A	5	8,333	1,4684	6,6325	0,732	0,1745
174	UNC	UNITED CORPORATIONS LTD	2,448	6,718	1,6047	4,0628	1,025	0,0655
175	UDI	UNITED DOMINION INDUSTRIES	1,65	4,226	1,2093	2,8765	1,0371	0,1195
176	VDO	VIDEOTRN (LE GRPE) LTD	0,198	1,231	0,3705	0,7572	1,3684	0,1018
177	WLW	WELDWOOD OF CANADA LTD	0,455	2,5	0,8795	2,0006	0,8699	0,0813
178	WFT	WEST FRASER TIMBER CO	1,455	2,388	0,3672	1,966	1,1833	0,0892
179	W	WESTCOAST ENERGY INC	3,721	5,039	0,5885	4,2612	0,6927	0,0493
180	WMI	WESTMN RESOURCES LTD	2,162	9,551	3,2608	4,4736	1,4134	0,203

181	WN,	WESTON (GEORGE) LTD	1,514	1,905	0,1438	1,724	0,7829	0,0545
182	WIC,B	WIC WESTERN INTL COMM -CL B	3,01	4,494	0,6457	3,5712	0,9719	0,0819
183	WPK	WINPAK LTD	1,333	3,333	0,7998	1,9718	0,6758	0,0736
184	XXC,B	XEROX CANADA INC -CL B	4,114	8,704	1,914	5,3004	1,0994	0,0956
**	***	TSE 300	3,08	3,83	0,2923	3,34	1	0,0473

No	Ticker	Nom	Min(d)%	Max(d)%	ET(d)%	Moy(d)%	Beta(R)	ET(R)
		Moyenne (excluant le TSE300)	2,4293	4,8901	1,0743	3,5284	0,9314	0,0921
		Écart-Type	1,7248	3,3376	1,3117	2,2759	0,3863	0,0354
		Maximum	8,814	22,378	13,7737	15,2608	1,9433	0,229
		Minimum	0,128	0,128	0	0,128	-0,2809	0,0307

ANNEXE D

Mesures de rendement en dividendes et risque (juillet 1997)

Sont concernées, 257 titres cotés à la Bourse de Toronto

No	Ticker	Nom	dvy(jul97)	beta(jul97)
1	A,	ABITIBI CONSOLIDATED INC	1,434	1,275
2	ACD,	ACCORD FINL CORP	2,222	0,167
3	AGF,B	AGF MANAGEMENT LTD -CL B	1,365	1,219
4	AGE,	AGNICO EAGLE MINES LTD	1,176	1,83
5	AGR,	AGRA INDS LTD	1,362	1,065
6	AGU,	AGRIUM INC	0,701	0,152
7	AEC,	ALBERTA ENERGY CO LTD	1,26	0,402
8	AL,	ALCAN ALUMINIUM LTD	1,513	1,117
9	ALC	ALGOMA CENTRAL CORP	1,667	0,199
10	AM,	ALGONQUIN MERCANTILE CORP	7,273	0,341
11	ADW,A	ANDRES WINES LTD	3,345	0,359
12	ABO,B	ARBOR MEM SVCS INC -CL B	0,215	0,435
13	ACM,A	ASTRAL COMMUNICATIONS -CL A	2,013	0,358
14	ATP,	AT PLASTICS INC	1,286	0,76
15	ACO,X	ATCO LTD -CL I	1,908	0,605
16	OTO	AUTOSTOCK INC	30,222	0,15
17	AVP,	AVCORP INDUSTRIES INC	1,664	1,178
18	BCS,A	B C SUGAR REFINERY -CL A	2,439	0,974
19	BMO,	BANK OF MONTREAL	2,785	0,914
20	BNS,	BANK OF NOVA SCOTIA	2,242	0,924
21	ABX,	BARRICK GOLD CORPORATION	0,648	1,588
22	BMC,	BATTLE MOUNTAIN CDA INC	0,641	1,661
23	BCG	BC GAS INC	3,817	0,501
24	BCT,	BC TELECOM INC	3,778	0,79
25	BCE,	BCE INC	3,242	0,729
26	BBD,B	BOMBARDIER INC -CL B	0,965	1,005
27	BPF	BPI FINANCIAL CORP	0,842	1,762
28	BRR,	BRUNCOR INC	3,754	0,513
29	BUD,	BUDD CANADA INC	3,704	0,883
30	CAE,	CAE INC	1,416	0,628
31	CBJ,	CAMBIOR INC	0,886	1,846
32	COC	CAMCO INC	0,935	0,657
33	CCO,	CAMECO CORP	0,952	0,933
34	XCN	CAN-BANC NT CORP	0,89	1,189
35	CBY	CANADA BREAD LTD	0,925	1,152
36	CFC	CANADIAN FRACMASTER LTD	0,804	1,876
37	CGI,	CANADIAN GENERAL INVESTMENTS	1,901	0,752
38	CM,	CANADIAN IMPERIAL BANK	2,522	0,962
39	CNF,	CANADIAN MAPLE LEAF FINL	2,308	0,376
40	CMW,	CANADIAN MARCONI CO	0,602	0,617
41	CXY,	CANADIAN OCCIDENTAL PETRO	0,824	1,086
42	CP,	CANADIAN PACIFIC LTD	1,159	1,222
43	CTR,A	CANADIAN TIRE CORP -CL A	1,463	0,86
44	CU,	CANADIAN UTILITIES -CL A	3,929	0,655
45	CWB	CANADIAN WESTERN BK EDMONT	1,553	0,301
46	CBF	CANBRA FOODS LTD	2,059	0,83
47	CFP	CANFOR CORP	1,781	1,22

48	CGS,A	CANWEST GLOBAL COM -NVTG	1,111	0,355
49	CAO,A	CARA OPERATIONS LTD -CL A	1,77	0,549
50	CAS,	CASCADES INC	1,031	0,908
51	CCQ,B	CCL INDUSTRIES -CL B	1,609	0,346
52	CCL,	CELANESE CANADA INC	3,071	0,475
53	CEF,A	CENTRAL FUND CDA -CL A	0,185	0,35
54	CTU,A	CHATEAU STORES CDA -CL A	3,191	0,735
55	FLY,A	CHC HELICOPTER CORP -CL A	0,84	0,699
56	CHM,B	CHUM LTD -CL B	0,607	0,561
57	CIX,	CI FUND MANAGEMENT INC	0,492	1,784
58	CRW,	CINRAM INTERNATIONAL INC	0,4	0,602
59	CVG	CLAIRVEST GROUP	1,176	0,059
60	CEI,	CO-STEEL	1,584	1,059
61	CCA	COGECO CABLE INC	1,992	0,484
62	CGO	COGECO INC -SUB VTG	1,553	0,652
63	CLT,	COMINCO LTD	0,769	1,237
64	CDL,A	CORBY (H,) DISTILLERY -CL A	2,478	0,456
65	BCB	COTT CORP QUE	0,735	0,4
66	CFS,	CT FINANCIAL SERVICES INC	2,084	0,574
67	DFS,	DOFASCO INC	3,419	1,639
68	DOC,	DOMCO INC	1,667	0,378
69	DTX	DOMINION TEXTILES INC	2,581	0,597
70	DTC,	DOMTAR INC	1,129	0,706
71	DHC,A	DONOHUE INC -CL A	1,657	1,213
72	DVI,	DOVER INDUSTRIES LTD	3,093	0,494
73	DUP,A	DUPONT CANADA -CL A	1,625	0,967
74	ELF,	E-L FINANCIAL CORP LTD	0,236	0,3
75	EVT	ECONOMIC INVT TR LTD	1,667	0,41
76	TEG,A	EDPER GROUP LTD LVTG	4,1	1,212
77	EBC,A	EDPERBRASCAN CORP	2,905	0,95
78	EMP,A	EMPIRE COMPANY LTD -CL A	1,199	0,162
79	EFX,	ENERFLEX SYSTEM LTD	1,053	0,816
80	EIF,UN	ENERMARK INCOME FUND	15	0,899
81	ESI,	ENSIGN RESOURCE SVC GROUP	0,649	1,721
82	EN	EURO-NEVADA MINING LTD	0,185	1,766
83	FHV,A	FAHNESTOCK VINER HLDG -CL A	1,277	0,948
84	FL	FALCONBRIDGE LTD	1,351	1,182
85	FTT	FINNING INL INC	1,09	1,139
86	FMS,A	FIRST MARATHON INC -CL A	2,319	1,506
87	FCC,A	FLETCHER CHALLNGE CDA -CL A	2,526	0,97
88	FTS,	FORTIS INC	5,094	0,34
89	FSH,	FOUR SEASON HOTELS -LTD VTG	0,239	0,536
90	FN	FRANCO-NEVADA MINING CORP	1,156	1,196
91	FAP	FST AUSTRALIA PRIM INCM INVT	7,483	0,38
92	GDS,A	GENDIS INC -CL A	0,945	0,555
93	GND,	GENNUM CORP	0,721	0,839
94	GLG,	GLAMIS GOLD LTD	0,697	1,222
95	GDL	GOODFELLOW INC	2,64	0,135
96	GLZ	GREAT LAKES POWER INC	4,317	0,002
97	GWO	GREAT WEST LIFEKO INC	2,259	0,636
98	GHC	GREYHOUND CDA TRANSPORTN CP	1,875	0,254
99	GFI,	GREYVEST CAPITAL INC	6,931	0,245
100	GRT,A	GTC TRANSCONTINL GP -CL A	1,004	0,589
101	GCG,A	GUARDIAN CAP GRP LTD -CL A	0,587	0,705
102	GUR	GULFSTREAM RESOURCES CDA LTD	0,078	1,392
103	HSG,A	HARRIS STEEL GROUP -CL A	2	0,797
104	HTC,	HARTCO ENTERPRISES INC	1,946	0,194
105	HLG	HOLLINGER INC	4,563	0,816
106	HBC	HUDSONS BAY CO	2,33	0,586

107	HZI	HY & ZELS INC	5,435	0,265
108	IMS,	IMASCO LTD	2,948	0,754
109	IMO,	IMPERIAL OIL LTD	3,077	0,487
110	N,	INCO LTD	1,285	1,126
111	ITP,	INTERTAPE POLYMER GROUP INC	0,301	0,711
112	IWL	INTL WALLCOVERINGS LTD	1,73	0,366
113	ITW,	INTRAWEST CORP	0,65	0,541
114	IGI	INVESTORS GROUP INC	1,622	1,244
115	IPL,	IPL ENERGY INC	3,78	0,513
116	IPS,	IPSCO INC	0,83	1,349
117	IWT,A	IRWIN TOY LTD -NVTG	4,651	0,87
118	IT	ISLAND TELEPHONE CO LTD	3,765	0,476
119	IVA,A	IVACO INC -CL A	1,008	2,321
120	JN	JANNOCK LTD	2,41	0,966
121	PJC,A	JEAN COUTU GROUP	1,123	0,259
122	LCI,PE	LAFARGE CDA INC -EX PREF	1,245	0,771
123	LDM	LAIDLAW INC	0,939	0,85
124	LAS,A	LASSONDE INDS INC -CL A	1,577	0,325
125	LB,	LAURENTIAN BANK OF CANADA	3,183	0,706
126	LNF	LEONS FURNITURE LTD	1,37	0,254
127	LNR	LINAMAR CORP	0,488	1,379
128	L,	LOBLAW COS LTD	0,804	0,855
129	LWN,	LOEWEN GROUP INC	0,414	-0,014
130	LON	LONDON INSURANCE GROUP INC	2,81	0,535
131	MKF	MACKENZIE FINANCIAL CORP	0,516	1,665
132	MB,	MACMILLAN BLOEDEL LTD	1,044	0,8
133	MG,A	MAGNA INTERNATIONAL -CL A	1,307	0,747
134	MFI,	MAPLE LEAF FOODS INC	1,006	0,843
135	MTT	MARITIME TEL & TEL CO LTD	4,163	0,613
136	MHG,B	MDS INC -CL B	0,364	0,723
137	MRD	MELCOR DEVELOPMENT LTD	2,462	0,915
138	MRU,A	METRO RICHELIEU INC -CL A	0,97	0,392
139	MXB,U	MFC BANCORP LTD	0,123	1,147
140	MWI	MIDLAND WALWYN INC	0,925	1,911
141	MOF	MOFFAT COMMUNICATIONS	1,041	0,575
142	MOL,A	MOLSON COS LTD -CL A	2,732	1,002
143	MON	MONARCH DEVELOPMENT CORP	0,87	0,794
144	MCL,	MOORE CORP LTD	4,31	1,358
145	MTO	MTC MORTGAGE INVT CORP	9,25	0,62
146	MIB	MULTIBANC NT FINL CORP	0,373	0,596
147	NA,	NATIONAL BANK CANADA	3,333	1,019
148	NT,	NATIONAL TRUSTCO INC	2,551	0,696
149	NCF	NCE PETROFUND I	14,486	0,794
150	NCT,	NEWCOURT CREDIT GROUP INC	0,35	1,324
151	NEW,	NEWGROWTH CORP	0,364	1,326
152	NEL	NEWTEL ENTERPRISES	4,772	0,646
153	NF	NORANDA FOREST INC	3,96	1,152
154	NOR	NORANDA INC	3,367	1,258
155	NCN	NORCEN ENERGY RES	1,818	1,128
156	NTL,	NORTHERN TELECOM LTD	0,573	1,365
157	NVA,	NOVA CORPORATION	3,333	0,923
158	NSI,	NOVA SCOTIA POWER INC	5,382	0,482
159	OCX	ONEX CORP	1,397	1,071
160	OSH,A	OSHAWA GROUP LTD -CL A	2,667	0,417
161	PNG,A	PACIFIC NORTHERN GAS	4,267	0,322
162	PCP,	PANCANADIAN PETROLEUM LTD	1,476	0,844
163	POU	PARAMOUNT RESOURCES LTD	0,281	1,24
164	PKI	PARKLAND INDUSTRIES LTD	1,471	0,45
165	PKN,	PERKINS PAPERS LTD	1,408	0,669

166	PCA,	PETRO-CANADA INC	1,288	0,939
167	PDG,	PLACER DOME INC	1,752	1,732
168	POT,	POTASH CORP SASK INC	1,382	0,345
169	POW	POWER CORP CANADA	2,065	1,247
170	PWF	POWER FINANCIAL CORP	2,138	0,868
171	PRU,	PRIME RESOURCES GROUP INC	0,714	1,729
172	PXF	PRIMEX FOREST PRODS LTD	2,119	0,115
173	PTS	PRUDENTIAL STEEL LTD	0,948	1,845
174	PST	PUB STORAGE CDN PTY	7,517	0,201
175	QBR,A	QUEBECOR INC -CL A	1,481	0,776
176	IQI,	QUEBECOR PRINTING -SUB VTG	1,056	0,292
177	QTG	QUEBECTEL GROUP INC	4,844	0,483
178	RGO,	RANGER OIL LTD	0,815	0,512
179	RET,A	REITMANS (CANADA) -CL A	3,18	0,251
180	RPC,	REVENUE PROPERTIES	2,74	1,069
181	ROM,	RIO ALGOM LTD	2,029	0,912
182	RFP,	RIVERSIDE FOREST PRODS LTD	1,053	0,366
183	RL,	ROLLAND INC	0,8	0,32
184	RMN	ROMAN CORPORATION LTD	4,8	1,371
185	ROC,	ROTHMANS INC	3,974	0,28
186	RY,	ROYAL BANK OF CANADA	2,358	0,971
187	SRX	S R TELECOM INC	0,702	1,597
188	SMT,	SAMUEL MANU-TECH INC	1,076	1,026
189	SZ,A	SCEPTRE INVT COUNSEL -CL A	2,305	0,736
190	SCD,A	SCHNEIDER CORP -CL A	2,687	-0,005
191	VO,	SEAGRAM CO LTD	1,673	0,801
192	SCC,	SEARS CDA INC	1,154	1,242
193	SEC,	SENVEST CAP INC	1,429	0,312
194	SCL,B	SHAW COMMUNICATN INC -CL B	0,601	0,675
195	SHL,A	SHAW INDUSTRIES LTD -CL A	0,426	0,771
196	SHC,	SHELL CANADA LTD -CL A	2,637	0,618
197	SIC	SICO INC	2,462	0,411
198	SSI,	SLATER STEEL INC	1,231	1,072
199	SFF,	SLOCAN FOREST PRODS LTD	2,308	0,85
200	SNC,	SNC-LAVALIN GROUP INC	1,258	1,033
201	STM,	SOUTHAM INC	0,792	0,762
202	ST,A	ST LAWRENCE CEM INC -CL A	3,019	1,343
203	STE,A,	STELCO INC -CL A	0,949	2,247
204	SUI,	SUMMIT RESOURCES LTD	1,25	1,182
205	SU,	SUNCOR ENERGY INC	1,49	0,939
206	SMS	SURREY METRO SVGS CR UNION	3,478	0,149
207	SZS	SUZY SHIER LTD	1,73	0,591
208	TEK,B	TECK CORP -CL B	0,721	1,206
209	TLD,	TEL NT LTD	0,033	1,346
210	TGO,	TELEGLOBE INC	1,19	0,486
211	T,	TELUS CORP	3,439	0,6
212	TSM,A	TESMA INTERNATNAL INC -CL A	0,879	0,222
213	THD	THIRD CDN GEN INVT TR LTD	1,617	0,586
214	TOC,	THOMSON CORP	2,285	0,805
215	CI0051	TOR STK EXC 300 COMP	1,562	1
216	TIH	TOROMONT INDUSTRIES LTD	1,481	0,698
217	TIP	TORONTO 35 INDEX PARTN FD	1,907	1,058
218	TD	TORONTO DOMINION BANK	2,514	1,047
219	TS,B	TORSTAR CORP -CL B	2,213	0,714
220	TPN,	TOTAL PETROLEUM OF N AMERICA	2,834	1,291
221	TA,	TRANSALTA CORP	5,714	0,512
222	TRP,	TRANSCANADA PIPELINES LTD	4,226	0,474
223	TFC,A	TRILON FINANCIAL -CL A	3,509	0,772
224	TMA,	TRIMAC CORP	1,756	0,907

225	TMF,	TRIMARK FINL CORP	0,289	1,018
226	TZH,	TRIZEC HAHN CORP	1,025	1,199
227	CI4890	TSE-COMMUNICATIONS	1,531	0,779
228	CI8740	TSE-CONGLOMERATES	1,468	1,186
229	CI0775	TSE-CONSUMER PRODUCTS	1,494	0,794
230	CI6199	TSE-FINANCIAL SERVICES	2,245	0,973
231	CI1040	TSE-GOLD/SILVER	0,706	1,57
232	CI3990	TSE-INDUSTRIAL PRODUCTS	1	1,173
233	CI5900	TSE-MERCHANDISING	0,908	0,654
234	CI1000	TSE-METALS/MINERALS	1,525	1,042
235	CI1311	TSE-OIL AND GAS	0,682	0,9
236	CI2610	TSE-PAPER/FOREST PRODUCTS	1,272	1,043
237	CI4619	TSE-PIPELINES	4,149	0,524
238	CI6550	TSE-REAL ESTATE	0,799	0,995
239	CI4700	TSE-TRANSPORT & ENVIRON SVCS	0,872	1,003
240	CI4939	TSE-UTILITIES	3,195	0,66
241	UAP,A	U A P INC -CL A	2,658	0,014
242	UNS	UNI SELECT INC	1,672	0,615
243	UCS,B	UNICAN SECURITY SYS -CL B	0,346	0,689
244	UNI,A	UNICORP ENERGY CORP -CL A	2	1,018
245	UNC,	UNITED CORPORATIONS LTD	2,079	0,525
246	UDI,	UNITED DOMINION INDUSTRIES	1,023	0,985
247	UGG	UNITED GRAIN GROWERS LTD	1,767	0,73
248	7932B	URBCO INC	1,091	1,265
249	ICE,	VERSACOLD CORP	2,116	-0,105
250	VDO	VIDOTRN (LE GRPE) LTD	0,531	0,68
251	VTN,A	VITRAN CORP INC -CL A	1,228	0,507

252	WFT	WEST FRASER TIMBER CO	1,099	0,432
253	W,	WESTCOAST ENERGY INC	4,18	0,619
254	WN,	WESTON (GEORGE) LTD	0,98	1,059
255	WS,	WESTRN STAR TRUCKS HLDGS LTD	0,941	1,082
256	WIC,B	WIC WESTERN INTL COMM -CL B	2,196	0,535
257	WPK	WINPAK LTD	1,039	0,38
No	Ticker	Nom	dvy(jul97)	beta(jul97)
		Moyenne	2,1343	0,8159
		Écart Type	2,5357	0,4381
		Maximum	30,222	2,321
		Minimun	0,033	-0,105

ANNEXE E

Rendement en dividendes (d_{pt}) en fonction du bêta (β_{pt}) pour les 14 portefeuilles indiciaires du TSE-300, selon chacun des mois compris entre août 1993 et juillet 1997

$$\text{Modèle : } \tilde{d}_{pt} = \alpha_{0t} + \alpha_{\beta t} \tilde{\beta}_{pt} + \tilde{\varepsilon}_{pt}$$

No	Mois	$\hat{\alpha}_0$	t[α_0]	$\hat{\alpha}_\beta$	t[α_β]	R2
1	Août 92	--	--	--	--	--
2	Sep. 92	--	--	--	--	--
3	Oct. 92	--	--	--	--	--
4	Nov. 92	--	--	--	--	--
5	Déc. 92	--	--	--	--	--
6	Janv. 93	--	--	--	--	--
7	Fév. 93	--	--	--	--	--
8	Mars 93	--	--	--	--	--
9	Avril 93	--	--	--	--	--
10	Mai 93	--	--	--	--	--
11	Juin 93	--	--	--	--	--
12	Juillet 93	--	--	--	--	--
13	Août 93	0.0569	3.5370**	-0.0297	-1.9490	0.2404
14	Sep. 93	0.0572	3.5000**	-0.0301	-1.9390	0.2385
15	Oct. 93	0.0562	3.8150**	-0.0303	-2.1860*	0.2848
16	Nov. 93	0.0575	3.8620**	-0.0319	-2.2500*	0.2968
17	Déc. 93	0.0580	3.9920**	-0.0326	-2.3470*	0.3146
18	Janv. 94	0.0541	3.5680**	-0.0292	-1.9840	0.2471
19	Fév. 94	0.0528	3.8450**	-0.0294	-2.2020*	0.2877
20	Mars 94	0.0534	3.5020**	-0.0289	-1.9560	0.2417
21	Avril 94	0.0521	3.4280**	-0.0274	-1.8640	0.2250
22	Mai 94	0.0526	3.4760**	-0.0280	-1.9120	0.2340
23	Juin 94	0.0594	3.2310**	-0.0330	-1.8340	0.2190
24	Juillet 94	0.0590	3.2890**	-0.0337	-1.9110	0.2330
25	Août 94	0.0557	3.1760**	-0.0316	-1.8310	0.2180
26	Sep. 94	0.0581	3.2230**	-0.0334	-1.8910	0.2300
27	Oct. 94	0.0586	3.2680**	-0.0386	-1.9220	0.2350
28	Nov. 94	0.0626	3.7120**	-0.0372	-2.2450*	0.2960
29	Déc. 94	0.0634	3.8430**	-0.0384	-2.3670*	0.3180
30	Janv. 95	0.0597	3.3610**	-0.0336	-2.2050*	0.2880
31	Fév. 95	0.0581	3.8030**	-0.0327	-2.1980*	0.2870
32	Mars 95	0.0595	3.9490**	-0.0347	-2.3610*	0.3170
33	Avril 95	0.0598	4.2940**	-0.0350	-2.5750*	0.3560
34	Mai 95	0.0588	4.3670**	-0.0346	-2.6460*	0.3680

Annexe E (suite)						
No	Mois	$\hat{\alpha}_0$	t[α_0]	$\hat{\alpha}_\beta$	t[α_β]	R2
35	Juin 95	0.0584	4.3130**	-0.0346	-2.6280*	0.3650
36	Juillet 95	0.0591	4.3370**	-0.0354	-2.6900*	0.3760
37	Août 95	0.0591	4.3250**	-0.0349	-2.6470*	0.3690
38	Sep. 95	0.0587	4.5800**	-0.0348	-2.7950*	0.3940
39	Oct. 95	0.0583	4.4530**	-0.0343	-2.6950*	0.3770
40	Nov. 95	0.0548	4.5430**	-0.0318	-2.6920*	0.3770
41	Déc. 95	0.0533	4.4310**	-0.0306	-2.5940*	0.3590
42	Janv. 96	0.0501	4.3710**	-0.0283	-2.5270*	0.3470
43	Fév. 96	0.0488	4.1810**	-0.0268	-2.3260*	0.3110
44	Mars 96	0.0493	4.2130**	-0.0273	-2.3640*	0.3180
45	Avril 96	0.0491	4.1510**	-0.0279	-2.3860*	0.3220
46	Mai 96	0.0482	4.1430**	-0.0272	-2.3740*	0.3200
47	Juin 96	0.0468	4.4380**	-0.0256	-2.4690*	0.3370
48	Juillet 96	0.0470	4.8180**	-0.0257	-2.6710*	0.3730
49	Août 96	0.0471	4.8850**	-0.0266	-2.7840*	0.3920
50	Sep. 96	0.0453	4.7040**	-0.0257	-2.6660*	0.3720
51	Oct. 96	0.0453	4.7050**	-0.0268	-2.7840*	0.3920
52	Nov. 96	0.0443	4.4930**	-0.0271	-2.7370*	0.3840
53	Déc. 96	0.0445	4.3090**	-0.0271	-2.6030*	0.3610
54	Janv. 97	0.0439	4.2510**	-0.0271	-2.5910*	0.3590
55	Fév. 97	0.0434	4.3700**	-0.0268	-2.6670*	0.3720
56	Mars 97	0.0418	4.4710**	-0.0245	-2.6050*	0.3610
57	Avril 97	0.0410	4.4160**	-0.0241	-2.5720*	0.3550
58	Mai 97	0.0419	4.2650**	-0.0252	-2.5170*	0.3450
59	Juin 97	0.0369	4.2530**	-0.0214	-2.4250*	0.3290
60	Juillet 97	0.0371	4.2980**	-0.0226	-2.5800*	0.3570
	Moyenne	0.0524	4.0575**	-0.0301	-2.3742*	0.3187
	Écart type	0.0070	0.4728	0.0042	0.3049	0.0558
	Minimum	0.0369	3.1760**	-0.0386	-2.7950*	0.2180
	Maximum	0.0634	4.8850**	-0.0214	-1.8310	0.3940

** Significatif au seuil de 1% * Significatif au seuil de 5%

NB : d_{px} = le rendement en dividendes annuel du portefeuille p pour le mois t, β_{px} = son bêta classique correspondant. Les paramètres $\hat{\alpha}_0$ et $\hat{\alpha}_\beta$ représentent respectivement les estimateurs de α_0 et α_β .

NB : Les données des mois d'août 1992 à juillet 1993 ont été retranchées à cause des effets pervers du krach d'octobre 1987 (voir discussion au chapitre V, page 128).

ANNEXE F

Dans la présente annexe nous traitons des problèmes d'hétérovariance, d'autocorrélation et d'anormalité dans la distribution des résidus. L'analyse est réalisée à partir des observations de la première partie de notre étude (1977-1981, 1982-1986 et 1987-1991) et concerne le modèle suivant (avec moindres carrés ordinaires) : $\tilde{d}_j = \alpha_0 + \alpha_\beta \tilde{\beta}_j + \alpha_\sigma \tilde{\sigma}_j + \tilde{\varepsilon}_j$, où d_j représente le rendement en dividendes annuel moyen du titre j , β_j son bêta, σ_j son écart type des rendements et ε_j le terme résiduel habituel.

1. Tests d'hétérovariance

A. Test de comparaison de deux variances

On sait qu'il y a présence d'hétérovariance lorsque la variance des résidus ne s'avère pas constante sur le plan statistique. Le *test de comparaison de deux variances*, pour k variables, consiste à séparer les N observations en deux sous-groupes (A et B), de taille N_A et N_B (avec $N_A + N_B \leq N$, de même que $N_A > k+1$ et $N_B > k+1$), puis d'estimer le modèle dans chacun des deux sous-groupes. Ensuite, on trouve les estimations de la variance des résidus (σ^2_A et σ^2_B) à partir des estimateurs $S^2_A = SCR_A/(N_A-k-1)$ et $S^2_B = SCR_B/(N_B-k-1)$, où SCR_A et SCR_B représentent la somme des carrés résiduels des sous-groupes A et B.

On rejettera l'hypothèse $H_0 : \sigma^2_A = \sigma^2_B$, contre l'alternative $H_1 : \sigma^2_A > \sigma^2_B$, si (S^2_A/S^2_B) s'avère supérieur à la statistique F usuelle, avec N_A-k-1 et N_B-k-1 degrés de liberté.

En appliquant la procédure ci-dessus pour chacune des périodes retenues, nous trouvons les paramètres du tableau F-A.

TABLEAU F-A
Paramètres liés aux tests de comparaison des variances des résidus à partir du
modèle avec moindres carrés ordinaires
pour les périodes : 1977-1981, 1982-1986 et 1987-1991

$$\text{Modèle : } \tilde{d}_j = \alpha_0 + \alpha_\beta \tilde{\beta}_j + \alpha_\sigma \tilde{\sigma}_j + \tilde{\varepsilon}_j$$

Période	N	N _A	N _B	S ² _A	S ² _B	S ² _A /S ² _B	Stat-F (seuil 1%)
1977-1981	57	29	28	2.946	2.432	1.211	2.600
1982-1986	126	63	63	3.333	2.828	1.179	1.840
1987-1991	185	92	93	5.700	3.558	1.602	1.690

NB : d_j représente le rendement en dividendes annuel moyen du titre j , β_j son bêta, σ_j son écart type des rendements et ε_j le terme résiduel habituel. La procédure de test, avec k variables ($k=2$), consiste à séparer les N observations en deux sous-groupes (A et B), de taille N_A et N_B , puis de trouver les estimations de la variance des résidus (σ^2_A et σ^2_B) à partir des estimateurs suivants : $S^2_A = SCR_A/(N_A-k-1)$ et $S^2_B = SCR_B/(N_B-k-1)$, où SCR_A et SCR_B représentent la somme des carrés résiduels pour les sous-groupes A et B. La statistique F usuelle (Stat-F) est au seuil de 1%. Si $S^2_A/S^2_B > \text{Stat-F}$, alors la variance serait inconstante, ce qui n'est pas le cas ci-dessus.

Ainsi à partir du tableau F-A il ressort que l'hypothèse $H_0 : \sigma^2_A = \sigma^2_B$, ne peut être rejetée car la valeur S^2_A/S^2_B n'est jamais supérieure à la statistique F usuelle au seuil de 1%. Il n'y aurait donc pas d'hétérovariance selon *le test de comparaison des variances*. Néanmoins, par prudence, nous avons également procédé au test suivant.

B. Le test de Goldfeld et Quandt

Un test semblable au test précédent consiste à séparer les N observations en trois parties et d'omettre $c \approx N/3$ observations centrales de telle sorte que N_A et $N_B = [N-c]/2$. On estime ensuite le modèle pour chacun des sous-groupes. L'hypothèse $H_0 : \sigma^2_A = \sigma^2_B$ sera rejetée au profit de l'alternative $H_1 : \sigma^2_A > \sigma^2_B$, si (SCR_A/SCR_B) s'avère supérieur à la statistique F usuelle, avec N_A-k-1 et N_B-k-1 degrés de liberté. En appliquant maintenant cette procédure pour chacune des périodes retenues nous trouvons les paramètres du tableau F-B.

TABLEAU F-B
Paramètres liés aux tests de Goldfeld et Quandt sur les résidus à partir du
modèle avec moindres carrés ordinaires
pour les périodes : 1977-1981, 1982-1986 et 1987-1991

$$\text{Modèle : } \tilde{d}_j = \alpha_0 + \alpha_\beta \tilde{\beta}_j + \alpha_\sigma \tilde{\sigma}_j + \tilde{\varepsilon}_j$$

Période	N	N_A	N_B	SCR_A	SCR_B	SCR_A/SCR_B	Stat-F (seuil 1%)
1977-1981	57	20	20	49.10	46.30	1.060	2.940
1982-1986	126	42	42	124.70	103.51	1.205	2.110
1987-1991	185	62	62	333.70	184.15	1.812	1.840

NB : d_j représente le rendement en dividendes annuel moyen du titre j , β_j son bêta, σ_j son écart type des rendements et ε_j le terme résiduel habituel. La procédure de test, avec k variables ($k=2$), consiste à séparer les N observations et d'omettre $c \approx N/3$ observations centrales de telle sorte que N_A et $N_B = [N-c]/2$. On estime ensuite le modèle pour chacun des sous-groupes A et B afin de trouver la somme des carrés résiduels de A (SCR_A) et de B (SCR_B). La statistique F usuelle (Stat-F) est au seuil de 1%. Ci-dessus $SCR_A/(SCR_B)$ est toujours inférieur à Stat-F, d'où un indice de variance constante.

Ainsi à partir du tableau F-B il ressort également que l'hypothèse $H_0 : \sigma^2_A = \sigma^2_B$, ne peut être rejetée car la valeur SCR_A/SCR_B n'est jamais supérieure à la statistique F usuelle au seuil de 1%. Il n'y aurait donc pas d'hétérovariance selon le test de *Goldfeld et Quandt*.

2. Tests d'autocorrélation

A. Test de DURBIN-WATSON

Le problème d'autocorrélation des résidus se pose principalement dans le cas de données chronologiques. Nous présentons d'abord les résultats du test de DURBIN-WATSON à partir de la statistique du même nom (la statistique D) telle que fournie directement par SPSS. Il s'agit de l'un des tests sur l'autocorrélation de premier ordre le plus fréquemment utilisé.

La procédure consiste à repérer les valeurs D_L et D_U dans la table DURBIN-WATSON pour un niveau de signification α , une taille d'échantillon N et un nombre de variables k. Ensuite, sachant qu'en théorie l'absence d'autocorrélation signifie que D égale 2, on compare la statistique D observée aux valeurs D_L et D_U en suivant les règles suivantes :

Avec $D < 2$, les conclusions sont : 1) Autocorrélation positive si $D < D_L$; 2) résultat indéterminé si $D_L < D < D_U$ et 3) absence d'autocorrélation positive si $D > D_U$.

Avec $D > 2$, les conclusions sont : 1) Autocorrélation négative si $[4-D] < D_L$; 2) résultat indéterminé si $D_L < [4-D] < D_U$ et 3) absence d'autocorrélation négative si $[4-D] > D_U$.

Ainsi, en appliquant la procédure de DURBIN-WATSON aux valeurs présentées dans le tableau F-C, il ressort qu'il y a absence d'autocorrélation de premier ordre pour chacune des périodes retenues.

TABLEAU F-C

Paramètres liés aux tests de DURBIN-WATSON sur les résidus à partir du modèle avec moindres carrés ordinaires pour les périodes : 1977-1981, 1982-1986 et 1987-1991

$$\text{Modèle : } \tilde{d}_j = \alpha_0 + \alpha_\beta \tilde{\beta}_j + \alpha_\sigma \tilde{\sigma}_j + \tilde{\varepsilon}_j$$

Période	N	k	α	D	D_L	D_U
1977-1981	57	2	5%	2.021	1.55	1.67
1982-1986	126	2	5%	1.921	1.63	1.72
1987-1991	185	2	5%	1.733	1.63	1.72

NB : d_j représente le rendement en dividendes annuel moyen du titre j , β_j son bêta, σ_j son écart type des rendements et ε_j le terme résiduel habituel. La procédure consiste à comparer la statistique de DURBIN-WATSON (D) avec les valeurs D_L et D_U dans la table DURBIN-WATSON pour un niveau de signification α , une taille d'échantillon N (limitée à 100) et un nombre de variables k.

B. Test de VON-NEUMANN

On peut également tester l'autocorrélation à l'aide du Test de VON-NEUMANN, lequel suppose que dans un grand échantillon :

$$\frac{D-2}{2/\sqrt{n}} \text{ suit } N(0,1)$$

On rejettera l'hypothèse H_0 : Autocorrélation = 0, contre l'alternative H_1 : Autocorrélation $\neq 0$, si la statistique ci-dessus s'avère supérieure (en valeur absolue) à la valeur critique obtenue de la loi normale centrée réduite.

Comme les valeurs observées pour chacune des périodes (1977-1981, 1982-1986 et 1987-1991) sont respectivement de 0.0793, -0.0790 et -1.8158, tandis qu'au seuil de 5% les valeurs critiques correspondantes sont -1.96 et 1.96, alors on ne peut rejeter H_0 . Il n'y aurait également pas d'autocorrélation selon le test de VON-NEWMANN.

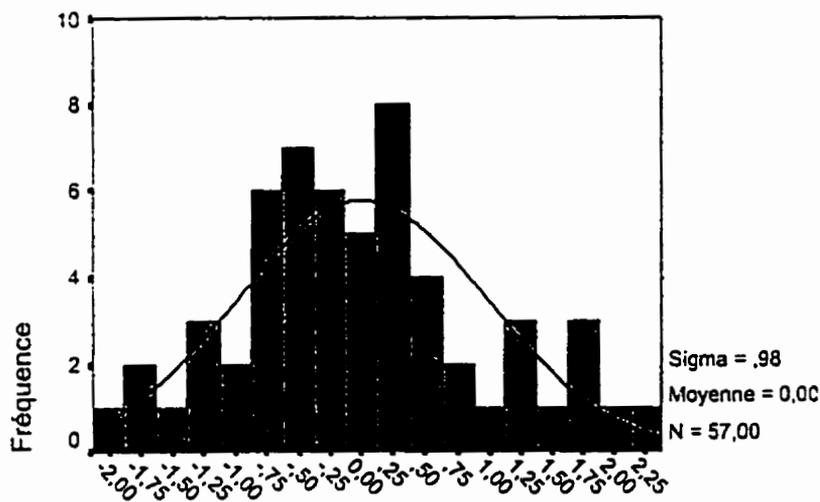
3. Signes diagnostiques de la normalité des résidus

Afin d'évaluer si les résidus sont normalement distribués, nous présentons les encadrés F-A, F-B et F-C. Au vu de ces encadrés, il semble que la distribution des résidus ne s'éloigne pas significativement de la distribution normale.

ENCADRÉ F-A

Histogramme des résidus standardisés issus de la régression ordinaire
pour la période 1977-1981

$$\text{Modèle : } \tilde{d}_j = \alpha_0 + \alpha_\beta \tilde{\beta}_j + \alpha_\sigma \tilde{\sigma}_j + \tilde{\varepsilon}_j$$

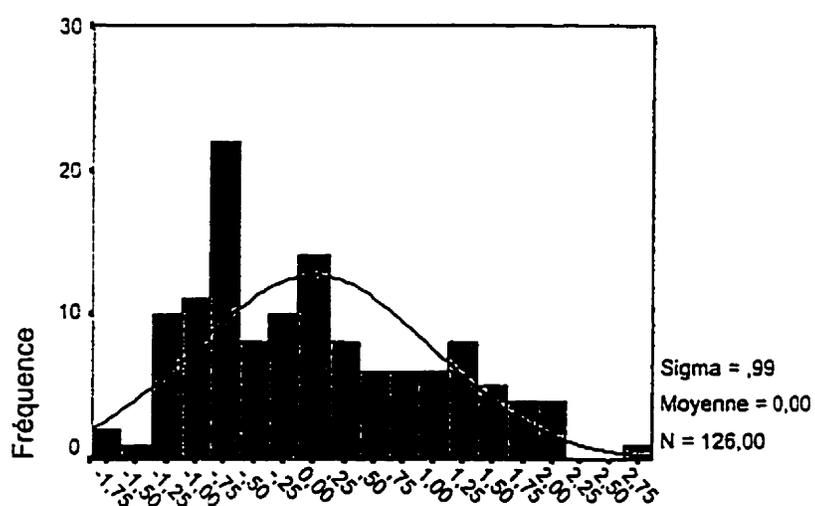


NB : La régression, ses symboles et ses résultats sont donnés au tableau 5-4, page 111.

ENCADRÉ F-B

Histogramme des résidus standardisés issus de la régression ordinaire
pour la période 1982-1986

$$\text{Modèle : } \tilde{d}_j = \alpha_0 + \alpha_\beta \tilde{\beta}_j + \alpha_\sigma \tilde{\sigma}_j + \tilde{\varepsilon}_j$$

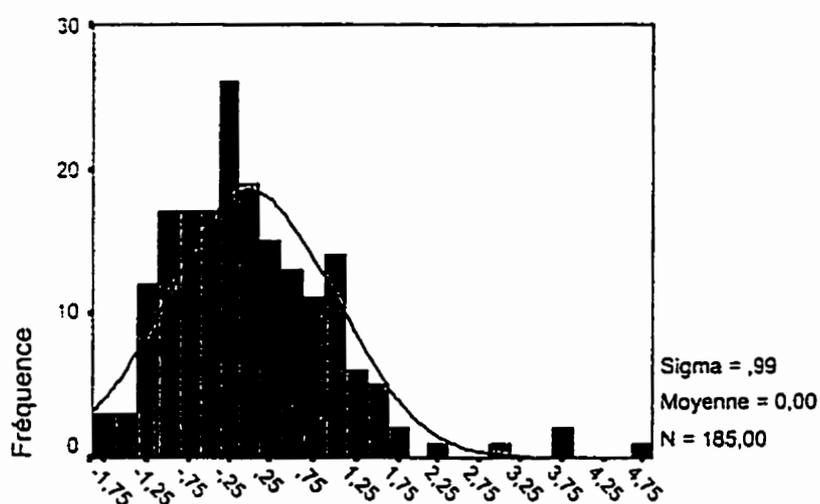


NB : La régression, ses symboles et ses résultats sont donnés au tableau 5-4, page 111.

ENCADRÉ F-C

Histogramme des résidus standardisés issus de la régression ordinaire
pour la période 1987-1991

$$\text{Modèle : } \tilde{d}_j = \alpha_0 + \alpha_\beta \tilde{\beta}_j + \alpha_\sigma \tilde{\sigma}_j + \tilde{\varepsilon}_j$$



NB : La régression, ses symboles et ses résultats sont donnés au tableau 5-4, page 111.

ANNEXE G

À la page 79 de la section 4.3 nous utilisons le lemme de Stein, mais pour cela nous devons montrer comment la condition ci-dessous est remplie :

$$E_t |f'(\tilde{g}_{t+1})| < \infty$$

Dans notre démarche, nous recourons à la fonction d'utilité à puissance («power utility fonction») laquelle apparaît sous diverses formes dans plusieurs travaux sur le CCAPM (Grossman et Shiller, 1981 ; Hansen et Singleton, 1982 ; Mehra et Prescott, 1985 ; Abel, 1990 ; Ferson et Constantinides, 1991 ; Assoe, 1994 ; Campbell, Lo et Mackinlay, 1997 ; Koedijk, Kool et Nissen, 1998 ; *etc.*). Rappelons que les équations 11 et 12 de la section 4.3 nous indiquent que :

$$\tilde{F}_{t+1} = f(\tilde{g}_{t+1}) = \sum_{s=1}^{\infty} (1 + \tilde{g}_{t+1})^{s-1} \delta^s \frac{U'(C_t (1 + \tilde{g}_{t+1})^s)}{U'(C_t)} \quad (0 < \delta < 1) \quad (11)$$

$$P_{jt} = E_t (\tilde{D}_{j,t+1} f(\tilde{g}_{t+1})) \quad (12)$$

où le facteur \tilde{F}_{t+1} peut être vu comme le facteur d'actualisation d'une perpétuité. Aussi, malgré que ce facteur se prolonge sur une infinité de périodes, cela ne signifie pas que sa valeur (ou sa dérivée par rapport à g) s'approche de l'infini.

En effet, en supposant que la fonction d'utilité soit une fonction d'utilité à puissance, telle que définie par Copeland et Weston (1988, p. 90), il ressort que

$$U(C) = -C^{-1}, \quad U'(C) = C^{-2}, \quad \text{et :}$$

$$\tilde{F}_{t+1} = f(\tilde{g}_{t+1}) = \sum_{s=1}^{\infty} (1 + \tilde{g}_{t+1})^{s-1} \delta^s \frac{(C_t (1 + \tilde{g}_{t+1})^s)^{-2}}{(C_t)^{-2}}$$

Nous pouvons alors écrire que :

$$\tilde{F}_{t+1} = f(\tilde{g}_{t+1}) = \sum_{s=1}^{\infty} (1 + \tilde{g}_{t+1})^{s-1} \delta^s (1 + \tilde{g}_{t+1})^{-2s}$$

et après simplification :

$$\tilde{F}_{t+1} = f(\tilde{g}_{t+1}) = \sum_{s=1}^{\infty} \delta^s (1 + \tilde{g}_{t+1})^{-(s+1)}$$

d'où :

$$\tilde{F}_{t+1} = f(\tilde{g}_{t+1}) = (1 + \tilde{g}_{t+1})^{-1} \sum_{s=1}^{\infty} \delta^s (1 + \tilde{g}_{t+1})^{-s}$$

Si nous définissons le paramètre ρ tel que $\delta = (1+\rho)^{-1}$ avec $0 < \rho < 1$, il s'ensuit que :

$$\tilde{F}_{t+1} = f(\tilde{g}_{t+1}) = (1 + \tilde{g}_{t+1})^{-1} \sum_{s=1}^{\infty} (1 + \rho)^{-s} (1 + \tilde{g}_{t+1})^{-s}$$

Si nous définissons de plus la variable \tilde{a}_{t+1} tel que $(1 + \tilde{a}_{t+1}) = (1 + \rho)(1 + \tilde{g}_{t+1})$, avec $0 < \tilde{a}_{t+1} < 1$, il s'ensuit maintenant que :

$$\tilde{F}_{t+1} = f(\tilde{g}_{t+1}) = (1 + \tilde{g}_{t+1})^{-1} \sum_{s=1}^{\infty} (1 + \tilde{a}_{t+1})^{-s}$$

et à l'aide des propriétés sur les progressions géométriques nous obtenons :

$$\tilde{F}_{t+1} = f(\tilde{g}_{t+1}) = (1 + \tilde{g}_{t+1})^{-1} \tilde{a}_{t+1}^{-1}$$

d'où :

$$\tilde{F}_{t+1} = f(\tilde{g}_{t+1}) = [(1 + \tilde{g}_{t+1})^2 (1 + \rho) - (1 + \tilde{g}_{t+1})]^{-1}$$

tandis que la dérivée de la fonction ci-dessus par rapport à g donne :

$$f'(\tilde{g}_{t+1}) = -[(1 + \tilde{g}_{t+1})^2 (1 + \rho) - (1 + \tilde{g}_{t+1})]^{-2} [2(1 + \tilde{g}_{t+1})(1 + \rho) - 1]$$

Sachant que $0 < \rho < 1$, il s'avère donc qu'avec une fonction d'utilité à puissance la condition suivante $E_t |f'(\tilde{g}_{t+1})| < \infty$ est remplie si $-1 < \tilde{g}_{t+1} < 1$.