DIVIDENDES, RISQUE ET CONSOMMATION

Claude Bergeron (Université Laval)[1]

Résumé. L'auteur présente une version *dividende* du modèle d'évaluation par la consommation appelé «Consumption Capital Asset Pricing Model» (CCAPM). Il montre que les principales implications du CCAPM standard, formulées avec le rendement total, se retrouvent également lorsque la formulation se restreint au rendement en dividendes. En particulier, il existerait une relation linéaire entre le rendement en dividendes attendu d'un titre et la portion dividende de son bêta de consommation, ou de son bêta usuel. L'intérêt de cette variante du modèle de consommation réside dans ses implications testables et dans la description plausible d'une relation linéaire entre le rendement en dividendes et le risque.

I. INTRODUCTION

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 actifs financiers. Le modèle, qui veut que tout individu cherche à maximiser son 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 égale la valeur actualisée de son flux monétaire total attendu en fin de période.[2] L'autre (D0) montre que ce prix est équivalent à la valeur actualisée de ses revenus en dividendes attendus sur plusieurs périodes. Les prédictions de base concernent donc, d'un côté, le flux monétaire total et, de l'autre, le flux monétaire restreint aux dividendes.

1 M. Bergeron est en rédaction de thèse à la Faculté des sciences de l'administration de l'Université Laval. Son texte est tiré de sa recherche doctorale. Il remercie les lecteurs de Finéco pour leurs suggestions ainsi que M. Guy Charest pour son encadrement.

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

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 (TMS) de son détenteur et donc que leur produit attendu E[(1+r) TMS] soit 1. La seconde (T2), sans doute plus connue, prédit une relation linéaire 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).

Nous proposons ci-dessous 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 sur le rendement en dividendes (D1, D2 et D3), tout comme son expression unipériodique (T0) entraîne trois implications sur le rendement total (T1, T2 et T3).

Le tableau 1 réunit les implications concernées. En plus des implications standard du CCAPM, 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 portion *dividende* de son bêta de consommation (D2).[4] Finalement, le rendement en dividendes attendu d'un titre aurait aussi un lien linéaire avec la portion dividende de son bêta usuel (D3).[5]

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, plausible et testable, entre le rendement en dividendes et le risque.

3 Le bêta de consommation d'un titre est égal à sa covariance entre son rendement (total) et le taux de croissance de la consomamtion agrégée, divisée par la variance de ce taux.

4 La portion 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 ce taux.

5 La portion dividende du bêta usuel d'un titre est mesurée par sa covariance entre son rendement en dividendes et celui du marché, divisée par la variance de ce dernier.

TABLEAU 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 monétaire total		Prix d'équilibre avec le flux de dividendes	
$P_{jt} = E_t\left[(\tilde{D}_{j,t+1} + \tilde{P}_{j,t+1})\ \delta\ \frac{U'(\tilde{C}_{t+1})}{U'(C_t)}\right]$	**(T0)**	$P_{jt} = E_t \sum_{s=1}^{\infty} \tilde{D}_{j,t+s}\ \delta^S\ \frac{U'(\tilde{C}_{t+s})}{U'(C_t)}$	**(D0)**
Équation d'Euler avec le rendement total		**Équation d'Euler avec le rendement en dividendes**	
$E\left[(1+\tilde{r}_{jt})\ \delta\ \frac{U'(\tilde{C}_t)}{U'(C_{t-t})}\right] = 1$	**(T1)**	$E\left[\tilde{d}_{jt}\ f\left(\frac{\tilde{C}_t}{C_{t-1}}\right)\right] = 1$	**(D1)**
Relation rendement total-risque avec le bêta de consommation		**Relation rendement en dividendes-risque avec b_{cj}**	
$E(\tilde{r}_{jt}) = E(\tilde{r}_{zt}) + E(\tilde{r}_{mt} - \tilde{r}_{zt})\ \frac{\beta_{cj}}{\beta_{cm}}$	**(T2)**	$E(\tilde{d}_{jt}) = E(\tilde{d}_{zt}) + E(\tilde{d}_{mt} - \tilde{d}_{zt})\ \frac{b_{cj}}{b_{cm}}$	**(D2)**
Relation rendement total-risque avec le bêta usuel		**Relation rendement en dividendes-risque avec b_j**	
$E(\tilde{r}_j) = E(\tilde{r}_z) + E(\tilde{r}_m - \tilde{r}_z)\ \beta_j$	**(T3)**	$E(\tilde{d}_{jt}) = E(\tilde{d}_{zt}) + E(\tilde{d}_{mt} - \tilde{d}_{zt})\ b_j$	**(D3)**

* C = Consommation agrégée, U' = Utilité marginale, δ = Paramètre d'escompte usuel, E = 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 ($d = D_t/P_{t-1}$), m = le portefeuille de marché (ou à corrélation parfaite avec C), z = le portefeuille à corrélation nulle avec C, f = une fonction, COV = Covariance, V = Variance, β_{cj} = COV (r_j, g)/V(g), g = C_t/C_{t-1}, b_{cj} = COV (d_j,g)/V(g), β_j = COV (r_j, r_m)/V(r_m), b_j = 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 1.

Dans les sections II et III, nous discutons de la relation dividende-risque, puis des tests empiriques du CCAPM. Dans la section IV, nous décrivons une économie compatible avec le CCAPM et notre modèle. Suivent diverses dérivations de la version *dividende* du CCAPM. D'abord, à la section V, nous supposons, comme Rubinstein (1976) et Lucas (1978), que la fonction d'utilité est additive et séparable 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. Dans la section VI, nous relâchons la dernière hypothèse et supposons, en nous inspirant 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) à un terme résiduel près de moyenne nulle et non correlé avec d'autres variables. À noter que l'équivalence entre la consommation agrégée et le dividende global, contestée par Cecchetti, Lam et Mark (1993), n'y est pas supposée. Dans la section VII, nous soulignons le caractère parcimonieux (les conditions d'obtention peu exigeantes) de notre version *dividende* du CCAPM en évoquant des preuves disponibles que celle-ci s'obtient même en relâchant deux hypothèses classiques: une fonction d'utilité additive et séparable dans le temps ainsi que l'existence d'un individu représentatif de l'ensemble de l'économie (Constantinides, 1990; Heaton, 1995; Abel, 1996; etc.). Enfin, la section VIII nous sert de conclusion.

II. LA RELATION DIVIDENDE-RISQUE

Selon Baskin (1989), il existe certains raisonnements qui peuvent expliquer une relation inverse entre le rendement en dividendes et la volatilité des cours. 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.

Dans un même ordre d'idées, certains auteurs (Eades, 1982; Kale et Noe, 1990; Lapointe, 1995) ont cherché à modéliser la relation dividende-risque à partir des premiers modèles sur la théorie des signaux. Par exemple, Lapointe suppose que 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. Le concept de risque étant souvent lié à celui de 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), ou soit entre le rendement en dividendes et le risque (Petit, 1977; Eades, 1982 et Baskin, 1989). Également, les études de Bajaj et Vijh (1990) et Michaely et al. (1995) montrent que le niveau du bêta change après les variations inattendues du dividende régulier, bien que celles de Sant et Cowan (1994) et Caroll et Sears (1994) ne montrent aucun changement significatif.

Quant à nous, l'un des objectifs de nos travaux est de cerner la relation rendement en dividendes-risque. Or la relation D2, avec la portion 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 peut être décomposé entre le rendement en dividendes et le gain en capital, tel que souligné plus loin (voir équation 20). Sachant que le CCAPM établit une équivalence entre le dividende global et la consommation agrégée (Lucas, 1978), alors le raisonnement ci-dessus tiendrait aussi pour la prédiction D3, laquelle comporte la variante *dividende* du bêta usuel. De surcroît, le bêta usuel est une mesure de risque qui peut également être décomposée entre le gain en capital et le dividende.

III. LES ÉTUDES EMPIRIQUES SUR LE CCAPM

De nombreux tests du CCAPM ont été pratiqués à partir de l'équation d'Euler (la prédiction T1). D'abord, Hansen et Singleton (1982), ainsi que Mehra et Prescott (1985), ont supposé que la fonction d'utilité était additive dans le temps 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 (1982), ont donné des résultats plutôt défavorables au CCAPM.

Quant aux tests de la relation rendement total-risque (T2) du CCAPM, leurs résultats sont mitigés. On observe une relation positive et linéaire entre les rendements réalisés et les bêtas de consommation (Breeden, Gibbons et Litzenberger, 1989), mais le pouvoir explicatif du bêta de consommation est non significatif comparativement à celui du bêta usuel (Mankiw et Shapiro, 1988).

Pour Campbell, Lo et Mackinlay (1997, p. 316), le rejet du CCAPM résulterait des mauvaises mesures disponibles de la consommation agrégée. Celle-ci serait d'ailleurs peu représentative de la consommation de la population qui intervient sur les marchés financiers.[6] De plus, il serait difficile d'évaluer le flux de consommation d'un bien durable.

Tout comme Campbell[7] (1993, 1996), l'un de nos objectifs est de modéliser une relation testable du CCAPM, qui n'exigerait pas la difficile estimation de la consommation agrégée. Or, notre prédiction D3, avec sa variante *dividende* du bêta usuel, permet justement de rencontrer cet objectif. À partir de cette relation, on pourrait imaginer un test du CCAPM, calqué sur les 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.[8] (Un exercice semblable a déjà été effectué, mais à d'autres fins que les nôtres, par Campbell et Jianping (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 seraient conformes à la prédiction concernée. En plus de sortir la consommation agrégée du test, cette méthodologie aurait l'avantage de ne pas recourir au GMM et donc de ne pas obtenir des résultats qui diffèrent selon le choix des variables instrumentales (Gallant, 1987; Ferson et Constantinides, 1991, p. 216). Enfin, elle éviterait de relier une variable aussi volatile que les rendements totaux (Lucas, 1994) avec une variable aussi stable que la consommation agrégée.

IV. DESCRIPTION DE L'ÉCONOMIE

Dans l'économie modélisée, les investisseurs sont représentables par un individu typique, ou moyen. Cet investisseur se situe au temps t, adopte un horizon infini et transige périodiquement, soit à t, t+1, t+2, *etc.* L'incertitude première réside dans la survenance de différents états de la nature ω_{t+s} appartenant à l'ensemble Ω_{t+s} (s = 1, 2,...). De l'information disponible au temps t (Ψ_t) l'individu tire la probabilité $P(\omega_{t+s}|\Psi_t)$ que l'état ω_{t+s} survienne. Il consomme

6 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 (Heaton, 1995).

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

8 Notons que la définition étroite du dividende se restreint aux dividendes classiques, tandis que la définition large englobe tous les versements de distribution, y compris ceux liés aux rachats et aux prises de contrôle, voire un dividende de liquidation. Notons aussi que les dividendes élargis seraient moins stables (Ackert et Smith, 1993).

couramment C_t du bien (ou panier) de consommation et éventuellement $C_{\omega, t+s}$ lorsque ω_{t+s} survient. 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} survient.

L'individu a une fonction d'utilité additive, séparable dans le temps, indépendante des états de la nature, croissante, strictement concave et dérivable, de sorte qu'elle est définie de cette façon:

$$U(C_t) + \delta U(C_{\omega, t+1}) + \delta^2 U(C_{\omega, t+2}) + \dots \tag{1}$$

où δ symbolise le paramètre d'escompte usuel ($0<\delta<1$) et le U l'utilité si la consommation était courante. Doté d'une richesse estimative A_t se répartissant en consommation courante C_t et en actifs primitifs, l'investisseur va chercher à répartir sa consommation de façon à maximiser son niveau d'utilité attendu, dans les limites de sa richesse, ce qui peut s'exprimer par:

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

sous réserve que:

$$C_t + \sum_{s=1}^{\infty} \sum_{\omega_{t+s}} a_{\omega, t+s} \; C_{\omega, t+s} = A_t \; .$$

Ainsi, les conditions de premier ordre sont les suivantes:

$$U'(C_t) - \lambda_t = 0 \;, \tag{2}$$

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

pour tout état $\omega_{t+s} \in \Omega_{t+s}(s = 1, 2, \ldots)$, où λ_t est le multiplicateur de Lagrange et U' l'utilité marginale courante. De (2) et (3) on tire le prix de l'actif primitif, soit:

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

On peut définir une action comme un actif complexe représentant un portefeuille d'actifs primitifs donnant droit à un dividende de $D_{\omega, t+s}$ unités de consommation selon l'état ω_{t+s} qui survient $(\omega_{t+s} \in \Omega_{t+s}; s = 1, 2, \ldots)$. Puisque ce portefeuille vaut ses composantes pondérées, il s'ensuit que toute action vaut couramment:

$$P_t = \sum_{s=1}^{\infty} \sum_{\omega_{t+s}} D_{\omega, t+s}\, a_{\omega, t+s}. \tag{5}$$

L'argument d'arbitrage (et Rubinstein, 1976) veulent que (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 ,..., J), le résultat de base du modèle de consommation, soit:[9]

$$P_{jt} = E_t \sum_{s=1}^{\infty} \tilde{D}_{j, t+s}\, \delta^S \frac{U'(\tilde{C}_{t+s})}{U'(C_t)}. \tag{6}$$

Ainsi, compte tenu de l'information disponible au temps t, un titre vaudrait la consommation future qu'il promet, actualisée au taux marginal de substitution entre la consommation future et courante.

L'équation (6), qui est bien connue (Rubinstein, 1976; Huang et Litzenberger, 1988, p. 202; etc.), nous sert de base pour obtenir une version *dividende* du

9 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, le tilde (~) que la variable est aléatoire et associée aux états ω_{t+s}.

CCAPM. Comme Rubinstein (1976), nous supposons, entre autres, que la consommation agrégée et les dividendes d'un titre suivent une distribution jointe normale.

V. LA VERSION DIVIDENDE DU CCAPM AVEC LA LOI NORMALE

Rappelons d'abord que, dans l'économie postulée, il y aurait équivalence entre la consommation agrégée (C_{t+s}) et l'ensemble des revenus (ou dividendes) issus du portefeuille de marché, m. Selon Lucas (1978), Huang et Litzenberger (1988, p. 190), Abel (1990), ou le CCAPM, l'égalité suivante tiendrait:

$$\tilde{C}_{t+s} = \sum_{j=1}^{J} \tilde{D}_{j,t+s} = \tilde{D}_{m,t+s}, \quad (s = 1, 2, \ldots). \tag{7}$$

Ainsi, il y aurait égalité entre la croissance de la consommation agrégée et celle du dividende du portefeuille de marché $(g_{t+s} = D_{m,t+s} / D_{m,t+s-1})$. Ensuite, à partir de la croissance du dividende du titre j ($g_{j,t+s} = D_{j,t+s}/D_{j,t+s-1}$ $s = 1, 2, \ldots$), on peut isoler le dividende attendu et simplement réécrire l'équation fondamentale (6) comme suit:

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

où

$$\tilde{F}_{j,t+1} = \delta \frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} + \delta^2 \frac{U'(C_{t+2})}{U'(C_t)} (\tilde{g}_{j,t+2}) + \delta^3 \frac{U'(C_{t+3})}{U'(C_t)} (\tilde{g}_{j,t+2})(\tilde{g}_{j,t+3}) + \ldots$$

et où, implicitement, le prochain dividende attendu est strictement positif puisque dans le CCAPM le dividende est la source de la consommation périodique. La variable $F_{j,t+1}$ s'interprète comme l'équivalent, pour le CCAPM, du facteur d'actualisation d'une perpétuité avec croissance. Évidemment, pour un titre j, sa valeur se distingue de celle du marché (la moyenne) par les écarts périodiques entre $g_{j,t+s}$ et g_{t+s} (s=1, 2, ...). En effet, si l'on accepte que les firmes survivent à très long terme dans ce modèle, il faut que leurs activités changent au fil du temps, et pareillement pour leur relation avec le marché [comme Blume (1975) l'avait constaté d'ailleurs], leur écart de croissance par rapport à celui-ci devenant tantôt positif, tantôt négatif. Comme le facteur d'actualisation s'étend sur une infinité de périodes, on peut supposer que ces écarts ont un caractère aléatoire et tendent à se neutraliser. Ainsi, peut-on supposer que *le facteur d'actualisation $F_{j,t+1}$ d'un titre j, égale celui du marché (F_{t+1}) plus un terme résiduel ($e_{j,t+1}$) de moyenne nulle et non corrélé avec F_{t+1}, ou avec $D_{j,t+1}$.*[10] *D'où:*

$$\tilde{F}_{j,t+1} = \tilde{F}_{t+1} + \tilde{e}_{j,t+1} \tag{9}$$

$$E_t(\tilde{e}_{j,t+1}) = 0, COV_t(\tilde{e}_{j,t+1}, \tilde{F}_{t+1}) = 0 \ et \ COV_t(\tilde{e}_{j,t+1}, \tilde{D}_{j,t+1}) = 0.$$

Susbtituant dans (8) et simplifiant, on obtient:

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

où

$$\tilde{F}_{t+1} = \delta\frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} + \delta^2\frac{U'(C_{t+2})}{U'(C_t)}(\tilde{g}_{t+2}) + \delta^3\frac{U'(C_{t+3})}{U'(C_t)}(\tilde{g}_{t+2})(\tilde{g}_{t+3}) + \quad \dots$$

L'hypothèse concernant le facteur $F_{j,t+1}$ permet donc d'isoler l'effet du dividende attendu sur le prix. Ici, le facteur 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). De plus, si on suppose (comme Rubinstein, 1976, p. 410) que *la variable* g_{t+s} *est stationnaire* ($g_{t+s} = g_{t+1}$; s= 2, 3, ...) *alors* F_{t+1} *s'exprime par:*

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

et l'équation (10) devient:

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

Ainsi, peut-on obtenir une expression de l'équation d'Euler formulée à partir du rendement en dividendes de l'action j ($d_{j,t+1} = D_{j,t+1}/P_{jt}$), soit:

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

10 Une telle hypothèse ne nous apparaît pas essentielle au développement du modèle. Elle est commode.

De plus, si on situe l'économie initialement à t-1 plutôt qu'à t, on peut écrire plus simplement:

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

où $d_{jt} = D_{jt} / P_{j,t-1}$, $g_t = D_{mt} / D_{m,t-1}$, *etc.* Afin de tester le modèle de consommation, on pourrait donc s'inspirer des tests classiques de l'équation d'Euler déjà évoqués et chercher à les adapter à l'équation (13) en s'en tenant à la portion *dividende* du rendement total. Cependant, l'interprétation paramétrique serait difficile vu la complexité de la fonction $f(g_t)$.

Notre tâche nous semble facilitée avec l'hypothèse suivante: *il existe un portefeuille z, dont le rendement en dividendes* (d_{zt}) *a une covariance nulle avec la croissance* g_t, *de la consommation agrégée.*[11] Cette hypothèse s'apparente à celle de Breeden, Gibbons et Litzenberger (BGL, 1989, p. 232) selon laquelle on postule un portefeuille z ayant un rendement total à covariance nulle avec la croissance de la consommation agrégée. Toutefois, même si «notre» portefeuille z peut s'avérer différent de celui de BGL, son existence ne serait pas plus problématique ou réfutable. D'où la latitude d'écrire que:

$$E_{t-1}(\tilde{d}_{zt} f(\tilde{g}_t)) = 1 , \tag{14}$$

de sorte que (13b) - (14) donnent:

$$E_{t-1}[(\tilde{d}_{jt} - \tilde{d}_{zt}) f(\tilde{g}_t)] = 0 \tag{15}$$

tout comme la définition de la covariance permet d'écrire:

$$E_{t-1}(\tilde{d}_{jt} - \tilde{d}_{zt}) = -COV_{t-1}(\tilde{d}_{jt} - \tilde{d}_{zt}, f(\tilde{g}_t))/E_{t-1}(f(\tilde{g}_t)). \tag{16a}$$

Également, pour le portefeuille de marché (m), on a:[12]

11 L'hypothèse d'un titre sans risque pourrait remplacer celle sur le portefeuille z, mais la première nous apparaît plus restrictive.

12 On peut également utiliser le portefeuille ayant une corrélation parfaite avec la consommation agrégée, au lieu du portefeuille de marché.

$$E_{t-1}(\tilde{d}_{mt} - \tilde{d}_{zt}) = -COV_{t-1}(\tilde{d}_{mt} - \tilde{d}_{zt}, f(\tilde{g}_t))/E_{t-1}(f(\tilde{g}_t)). \quad (16b)$$

et en combinant (16b) et (16a) on obtient:

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

Pour simplifier la dernière relation, on suppose (comme Rubinstein, 1976, p. 412) que *le dividende du titre j* (j = 1, 2,..., J) *et la consommation agrégée suivent une distribution normale bivariée*, ce qui permet, le lemme de Stein aidant (Rubinstein, 1976, p. 421) d'établir, pour x_1 et x_2 que $COV(x_1, f(x_2)) = E(f'(x_2))\, COV(x_1, x_2)$, et donc de réécrire (17) comme suit:

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

Avec la division des covariances de (18) par la variance $V_{t-1}(g_t)$, on obtient l'équation suivante:

$$E_{t-1}(\tilde{d}_{jt}) = E_{t-1}(\tilde{d}_{zt}) + E_{t-1}(\tilde{d}_{mt} - \tilde{d}_{zt}) \frac{b^c_{jt}}{b^c_{mt}}, \quad (19)$$

où $b^c_{jt} = COV_{t-1}(d_{jt}, g_t) / V_{t-1}(g_t)$, (j=1,2 ,..., m, ..., J). Selon l'équation (19), il existe une relation linéaire entre le rendement en dividendes attendu d'un titre et sa covariance avec la croissance de la consommation agrégée. Il s'agit de la version *dividende* de la relation rendement-risque prédite par le CCAPM, plus simplement, la version *dividende* du CCAPM[13].

Comme pour la relation rendement-risque standard, l'équation (19) constitue une prédiction testable du CCAPM, bien que le sens de la relation ne soit pas défini, à priori, par le modèle. La prédiction majeure du modèle est simplement qu'il existe une relation linéaire entre les variables concernées. Par ailleurs, selon le CCAPM

13 Les équations (17), (18) et (19) nous permettent de constater que, comme le modèle de Gordon, la version *dividende* du CCAPM sous-entend un contexte multipériodique.

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 se mesure par la covariance entre le rendement du titre j et la croissance de la consommation agrégée, ou si l'on préfère par le bêta de consommation (β_{jt}^{c}). Comme r_{jt} se décompose en rendement en dividendes (d_{jt}) et gain (ou rendement) en capital (G_{jt}) alors il faut que:

$$\beta_{jt}{}^{c} = \frac{COV_{t-1}(\tilde{r}_{jt}, \tilde{g}_t)}{V_{t-1}(\tilde{g}_t)} \tag{20}$$

$$= \frac{COV_{t-1}(\tilde{d}_{jt}, \tilde{g}_t)}{V_{t-1}(\tilde{g}_t)} + \frac{COV_{t-1}(\tilde{G}_{jt}, \tilde{g}_t)}{V_{t-1}(\tilde{g}_t)}$$

et la variable b_{jt}^{c} représente le risque partiel lié au rendement en dividendes, ou, encore, la portion *dividende* du bêta de consommation. Ainsi l'équation (19) décrirait une relation rendement en dividende-risque.

On peut dériver une autre relation à partir de l'équation (18). Rappelons que la variante unipériodique du CCAPM se confond au CAPM de Sharpe (1964), Lintner (1965) et Black (1972), la démonstration voulant que la consommation agrégée de fin de période corresponde au dividende de liquidation du portefeuille de marché. Dans un contexte multipériodique, la version *dividende* du CAPM est facilement dérivable sachant que la consommation périodique agrégée correspond aux dividendes du portefeuille de marché (D_{mt}). En insérant (7) dans (18) et en simplifiant, on a:

$$E_{t-1}(\tilde{d}_{jt} - \tilde{d}_{zt}) = E_{t-1}(\tilde{d}_{mt} - \tilde{d}_{zt}) = \frac{COV_{t-1}(\tilde{d}_{jt}, \tilde{D}_{mt})}{COV_{t-1}(\tilde{d}_{mt}, \tilde{D}_{mt})}, \tag{21}$$

ou encore, en multipliant de chaque côté par P_{t-1}:

$$E_{t-1}(\tilde{d}_{jt}) = E_{t-1}(\tilde{d}_{zt}) + E_{t-1}(\tilde{d}_{mt} - \tilde{d}_{zt})b_{jt}. \tag{22}$$

où $b_j = COV_{t-1}(d_{jt}, d_{mt})/V_{t-1}(d_{mt})$. L'équation (22) indique qu'il existe une relation linéaire entre le rendement en dividendes attendu d'un titre et la portion dividende du bêta usuel. On peut l'appeler la version *dividende* de la relation rendement-risque prédite par le CCAPM unipériodique, ou plus simplement, la version dividende du CAPM.

L'équation (22) représente une autre prédiction testable du modèle de consommation. Elle est plus attrayante que l'équation (19) car elle permet, comme pour Campbell (1993, 1996), de sortir la consommation agrégée de la relation finale à tester et d'éviter ainsi les difficultés de mesure soulignées à la section III.

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 (22) 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 (22).

À l'instar de Rubinstein (1976), Lucas (1978) et Breeden (1979) qui n'ont pas utilisé de fonction d'utilité particulière, nous avons dû néanmoins supposer diverses hypothèses pour dériver notre modèle, notamment que la consommation agrégée et les dividendes «bivariaient» normalement. Toutefois, nos résultats théoriques s'avèrent moins exigeants qu'il n'y paraît puisqu'ils s'obtiennent sans supposer la normalité bivariée, la stationnarité de g_t, voire l'égalité entre la consommation agrégée et le dividende global.

VI. LA VERSION *DIVIDENDE* DU CCAPM SANS LA LOI NORMALE

La dérivation moins restrictive qui suit offre un aperçu de l'évolution du CCAPM standard. Ici, contrairement à Litzenberger (1976), il n'y a pas d'hypothèse sur les probabilités, ou sur la stationnarité des variables. Notre démarche s'apparente à celle de Breeden, Gibbons et Litzenberger (1989) et, comme pour eux, elle nous permet un lien plus facile avec une éventuelle étude empirique. Elle permet aussi de briser le lien théorique entre la consommation agrégée et le dividende global (Cecchetti, Lam et Mark, 1993).

Rappelons que BGL ont supposé que le rendement d'un titre est une fonction linéaire de la croissance de la consommation agrégée à un terme d'erreur près, de moyenne nulle et non corrélé avec la consommation. De plus, les alphas et bêtas de la régression concernée sont supposés constants. Séries de Taylor aidant, les auteurs peuvent alors retrouver le CCAPM. Le raisonnement de BGL est tout à fait soutenable, d'autant plus que Breeden (1978) a montré que la consommation agrégée traduit l'effet global des facteurs explicatifs du rendement d'un titre. Pour notre part, nous avons démontré ci-dessus que cette évolution traduit également l'effet global des facteurs explicatifs du rendement en dividendes d'un titre. Plus précisément, nous avançons l'hypothèse que: *le rendement en dividendes d'un titre j* (d_{jt}) *est une fonction linéaire de la croissance de la consommation agrégée* $(g_t = C_t/C_{t-1})$ *à un terme résiduel près* (ε_{jt}) *de moyenne zéro et non corrélé avec* g_t *ou* F_t. *Si, de plus, on postule l'existence d'une ordonnée à l'origine et d'une pente constante, on a:*

$$\tilde{d}_{jt} = a_{cj} + b_{cj}\ \tilde{g}_t + \tilde{\varepsilon}_{jt}\ , \tag{23}$$

$$E_{t-1}(\tilde{\varepsilon}_{jt}) = COV_{t-1}(\tilde{\varepsilon}_{jt}, \tilde{g}_t) = COV_{t-1}(\tilde{\varepsilon}_{jt}, \tilde{F}_t) = 0\ , \tag{24}$$

pour tout j=1, 2, ..., J. Pareillement, pour le portefeuille z, on peut écrire:

$$\tilde{d}_{zt} = a_{cz} + \tilde{\varepsilon}_{jt}\ , \tag{25}$$

$$E_{t-1}(\tilde{\varepsilon}_{zt}) = COV_{t-1}(\tilde{\varepsilon}_{zt}, \tilde{g}_t) = COV_{t-1}(\tilde{\varepsilon}_{zt}, \tilde{F}_t) = 0\ . \tag{26}$$

En relâchant l'hypothèse de stationnarité du processus de croissance de la consommation agrégée, l'équation d'Euler (équation 13b) s'écrit de la sorte:

$$E_{t-1}(\tilde{d}_{jt}\ \tilde{F}_t) = 1\ . \tag{27}$$

Puisque l'équation (27) tient quelle que soit l'information disponible à t-1, alors l'égalité est inconditionnelle à celle-ci[14]. On peut donc écrire:

$$E(\tilde{d}_{jt}\ \tilde{F}_t) = 1\ . \tag{28}$$

14 On peut appliquer cette propriété à l'équation (13), de la section précédente. Ceci donne une formulation inconditionnelle des versions dividendes du CCAPM (l'équation 19) et du CAPM (l'équation (22)). Comme plusieurs auteurs, on peut affirmer que cela ne fait que simplifier la notation. (Évidemment ces auteurs formulent l'équation d'Euler avec les rendements totaux.)

En reprenant les manipulations sur les équations (13) à (17), on a:

$$E(\tilde{d}_{jt} - \tilde{d}_{zt}) = E(\tilde{d}_{mt} - \tilde{d}_{zt}) \frac{COV(\tilde{d}_{jt} - \tilde{d}_{zt}, \tilde{F}_t)}{COV(\tilde{d}_{mt} - \tilde{d}_{zt}, \tilde{F}_t)} . \tag{29}$$

En introduisant les équations (23) à (26) dans (29), on obtient, après simplification:

$$E(\tilde{d}_{jt}) = E(\tilde{d}_{zt}) + E(\tilde{d}_{mt} - \tilde{d}_{zt}) \frac{b_{cj} COV(\tilde{g}_t, \tilde{F}_t)}{b_{cm} COV(\tilde{g}_t, \tilde{F}_t)} . \tag{30}$$

ce qui correspond bien à la version dividende inconditionnelle du CCAPM, soit:

$$E(\tilde{d}_{jt}) = E(\tilde{d}_{zt}) + E(\tilde{d}_{mt} - \tilde{d}_{zt}) \frac{b_{cj}}{b_{cm}}, \tag{31}$$

où, pour j=1, 2, ..., m , ..., J, $b_{cj} = COV(\tilde{d}_{jt}, \tilde{g}_t)/V(\tilde{g}_t)$.

D'une telle relation et de l'égalité entre la consommation agrégée et le dividende du portefeuille de marché, nous avons déjà montré comment retrouver la version dividende du CAPM (équation (22)). Celle-ci se démontre aussi si on suppose, comme substitut à l'hypothétique équation (23), que *le rendement en dividendes d'un titre est une fonction linéaire du rendement en dividendes du portefeuille de marché à un terme résiduel près* (ε_{jt}) *de moyenne zéro et non corrélé avec* d_{mt} *ou* F_t *, soit:*

$$\tilde{d}_{jt} = a_j + b_j \tilde{d}_{mt} + \tilde{\varepsilon}_{jt}, \tag{32}$$

où $$E_{t-1}(\tilde{\varepsilon}_{jt}) = COV_{t-1}(\tilde{\varepsilon}_{jt}, \tilde{d}_{jt}) = COV_{t-1}(\tilde{\varepsilon}_{jt}, \tilde{F}_t) = 0 . \tag{33}$$

En effet, en insérant l'équation (32) dans (29) et en simplifiant on obtient:

$$E(\tilde{d}_{jt}) = E(\tilde{d}_{zt}) + E(\tilde{d}_{mt} - \tilde{d}_{zt}) \frac{b_j COV(\tilde{d}_{mt}, \tilde{F}_t)}{COV(\tilde{d}_{mt}, \tilde{F}_t)} . \tag{34}$$

ce qui correspond bien à l'expression inconditionnelle de la version du CAPM, soit:

$$E(\tilde{d}_{jt}) = E(\tilde{d}_{zt}) + E(\tilde{d}_{mt} - \tilde{d}_{zt})b_j \,, \tag{35}$$

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

La version dividende du CCAPM (ou du CAPM) se dérive donc sans supposer de distribution de probabilités 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 repose, entre autres, sur les hypothèses usuelles suivantes: 1) les décisions d'investissement dans l'économie se reflètent dans celles d'un individu typique; 2) la fonction d'utilité est additive et séparable dans le temps et 3) la fonction est indépendante des états de la nature[15]. Or, même ces dernières seraient relâchables comme nous en donnons l'intuition ci-dessous.

VII. LA VERSION DIVIDENDE DU CCAPM EN CONTEXTE GÉNÉRAL

Notre travail en cours nous permet d'évoquer ici la possibilité d'assouplir notre modèle à partir d'une fonction d'utilité plus générale, comme le souhaitent Campbell, Lo et Mackinlay (1997, p. 326). En fait, il se confirme que la version *dividende* du CCAPM se retrouve sans devoir postuler une économie d'agents identiques ayant une fonction d'utilité croissante, strictement concave et dérivable. Rappelons que Rubinstein (1976) et Lucas (1978) ont d'abord dérivé le CCAPM du point de vue d'un seul agent. Par la suite, Breeden (1979) a dérivé le CCAPM avec une diversité d'agents. Enfin, certains auteurs ont cherché à relâcher l'hypothèse d'additivité dans le temps afin de mieux respecter les habitudes dans la consommation et la nature des biens durables (Abel, 1996; Heaton, 1995; Ferson et Constandinides, 1991; etc.). Par exemple, dans la dernière étude, le niveau de subsistance du consommateur est une somme pondérée de la consommation passée .

Pour notre part, nous postulons une fonction d'utilité encore moins restrictive. Ancrée au temps t avec horizon T (n'excluant pas l'infini), elle s'exprime pour l'individu i (i = 1, 2,...,I) par:

$$U^i_{t,T}(C^i_{t-T}, \ldots, C^i_{t-2}, C^i_{t-1}, C^i_t \;, \tilde{C}^i_{t+1}, \tilde{C}^i_{t+2}, \;\cdots\;, \tilde{C}^i_{t+T}) \,.$$

15 Dans les sections V et VI, 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 VII, l'équilibre n'exige que la condition d'équilibre avancée par Rubinstein.

De ce point de départ, il nous apparaît possible, si l'on accepte de compliquer les manipulations algébriques, de déboucher sur une version *dividende* du CCAPM qui serait plus parcimonieuse dans ses hypothèses, et donc plus générale, que le CCAPM standard.

VIII. CONCLUSION

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 à établir 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 principal résultat indique que le rendement en dividendes attendu d'un titre est relié à sa covariance avec la consommation agrégée (ou le dividende global). Comme la covariance entre le dividende d'un titre et la consommation agrégée est une mesure de risque, selon le CCAPM, nous avons conclu qu'il s'agissait d'une description plausible de la relation entre le dividende et le risque évoquée par plusieurs auteurs.

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

Notons aussi que le CCAPM a surtout servi à caractériser la relation rendement-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.

Enfin, comme Campbell (1993, 1996), nous visions à proposer un modèle testable du CCAPM n'exigeant pas la difficile estimation de la consommation agrégée. Il nous apparaît que la relation entre le rendement en dividendes d'un titre et sa covariance avec le rendement en dividendes du portefeuille du marché, peut servir une telle visée. Ses résultats feront l'objet de la dernière étape de notre thèse de doctorat.

BIBLIOGRAPHIE

Abel, A.B., 1990, «Asset Prices under Habit Formation and Catching up with the Joneses», *American Economic Review* 80, 38-42.

_____, 1996, «Risk Premia and Term Premia in General Equilibrium», Document de travail, University of Pennsylvania.

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.

Bajaj, M. et A. Vijh, 1990, «Dividend Clienteles and the Information Content of Dividend Changes», *Journal of Financial Economics* 26, 193-219.

Baskin, J., 1989, «Dividend Policy and the Volatility of Common Stocks», *Journal of Portfolio Management* 15, 19-25.

Beaver, W., Kettler, P. et M. Scholes, 1970, «The Association Between Market Determined and Accounting Determined Risk Measures», *The Accounting Review* 45, 654-682.

Black, F., 1972, «Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing», *Journal of Business* 45, 444-454.

Blume, M., 1975, «Betas and their Regression Tendencies», *The Journal of Finance* 30, 785-795.

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., Gibbons, M.R. et R.H. Litzenberger, 1989, «Empirical Tests of the Consumption-Oriented CAPM», *The Journal of Finance* 44, 231-262.

Campbell, J.Y., 1993, «Intertemporal Asset Pricing Without Consumption Data», *American Economic Review* 83, 487-512.

_____, 1996, «Understanding Risk and Return», *Journal of Political Economy* 104, 298-345.

Campbell, J.Y. et M. Jianping, 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, 1997, *The Econometrics of Financial*

Markets, Princeton University Press.

Carroll, C. et S. Sears, 1994, «Dividend Announcements and Changes in Beta», *The Financial Review* 29, 371-393.

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.

Constantinides, G., 1990, «Habit Formation: A Resolution of the Equity Premium Puzzle», *Journal of Political Economy* 98, 519-543.

Eades, K., 1982, «Empirical Evidence on Dividends as Signal of Firm Value», *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 17, 471-500.

Eichenbaum, M., Hansen, L.P. et K.J. Singleton, 1988, «A Time Series Analysis of Representative Agent Models of Consumption and Leisure Choice Under Uncertainty», *Quarterly Journal of Economics* 103, 51-78.

Fama, E.F., 1991, «Efficient Capital Markets: II», *The Journal of Finance* 46, 1575-1617.

Ferson, W.E. et M.G. Constantinides, 1991, «Habit Persistence and Durability in Aggregate Consumption: Empirical Tests», *Journal of Financial Economics* 29, 199-240.

Gallant, A.R., 1987, *Nonlinear Statistical Models*, Wiley, New York.

Hansen, L.P., 1982, «Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators», *Econometrica* 50, 1029-54.

Hansen, L.P. et K.J. Singleton, 1982, «Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Expectations Models», *Econometrica* 50, 1269-1286.

He, H. et D.M. Modest, 1995, «Market Frictions and Consumption-Based Asset Pricing», *Journal of Political Economy* 103, 94-117.

Heaton, J., 1995, «An Empirical Investigation of Asset Pricing with Temporally Dependent Preference Specifications», *Econometrica* 63, 681-717.

Huang, C. et R.H. Litzenberger, 1988, *Foundations for Financial Economics*, North-Holland, New York.

Kale, J. et T. Noe, 1990, «Dividends, Uncertainty and Underwriting Costs Under Asymmetric Information», *Journal of Financial Research* 13, 265-277.

Lapointe, M.A., 1995, «Risque, réputation et signalisation par le dividende», *Thèse de doctorat* publiée, Université Catholique de Louvain.

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.

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 an Exchange Economy», *Econometrica* 46, 1429-1445.

Mankiw, N.G. et M.D. Shapiro, 1986, «Risk and Return: Consumption Beta versus Market Beta», *The Review of Economics and Statistics* 68, 452-459.

Mehra, R. et E.C. Prescott, 1985, «The Equity Premium Puzzle, *Journal of Monetary Economics* 15, 145-161.

Michaely, R., Thaler, H. et K. Womack, 1995, «Price Reactions to Dividend Initiations and Omissions: Overreaction or Drift?», *The Journal of Finance* 50, 573-608.

Pettit, R.R., 1977, «Taxes, Transactions Costs and Clientele Effects of Dividends», *Journal of Financial Economics* 5, 419-436.

Rozeff, M., 1982, «Growth, Beta and Agency Costs as Determinants of Dividend Payout Ratios», *The Journal of Financial Research* 5, 249-259.

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. Cowan, 1994, «Do Dividends Signal Earnings? The Case of Omitted Dividends», *The Journal of Banking and Finance* 18, 1113-1133.

Sharpe, W.F., 1964, «Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk», *The Journal of Finance* 19, 425-442.

LONG SUMMARY
Dividends, Risk and Consumption

Claude Bergeron[16]

This paper develops a theoretical dividend version of the Consumption Capital Asset Pricing Model (CCAPM). According to Fama (1991), the CCAPM of Rubinstein (1976), Lucas (1978), Breeden (1979), and others is the most elegant of the available intertemporal asset pricing models. The CCAPM proposes that a representative consumer try to maximize its utility function subject to a budget constraint. The objective function has two well-known basic implications. The first one (T0) indicates that the equilibrium price of a security is equal to the expected present value of its end of period total cash flow. The second one (D0) equates the equilibrium price with the expected present value of all future dividend payouts.

At least three more implications can be derived from T0, namely: T1 has the form of the Euler equation, whereby the expected product of an asset's total return by its discount factor equals one; T2 reveals a linear relationship between an asset's expected total return and its consumption beta; T3 establishes that in a one-period context T2 becomes the traditional CAPM.

In this paper we demonstrate that the CCAPM's multiperiod expression of the basic equilibrium price (D0) has three implications for an asset's dividend yield, in the same way that its one-period expression T0 has three implications for its total return. Table 1 in the French text lists the parallel relationships.

Firstly, we consider an economy similar to that of Rubinstein and Lucas (representative consumer, additive utility fonction, etc.) in which aggregate consumption equates with the total flow of dividends paid out. Secondly, we posit that:

H1: the growth rate of aggregate consumption follows a stationary random walk;

H2: the joint distribution of aggregate consumption and any asset's dividend is bivariate normal;

16 Mr. Claude Bergeron is a doctoral student at Université Laval.

H3: there exists a portfolio whose dividend yield is uncorrelated with the change in the aggregate consumption or the market portfolio's global dividend yield;

H4: for any asset j (j=1,2,..., J), the complex discount factor F is equal to the market's F, plus a standard disturbance term.

H1 and H2 are justified by Rubinstein (1976). H3 is akin to an hypothesis used by Breeden, Gibbons and Litzenberger (1989). H4 is sustainable given that in the CCAPM, the discount rate for an asset equates with the marginal rate of substitution between present consumption and future consumption, and is the same for all assets.

Using the above hypotheses, we simply manipulate the equilibrium price expression D0 and obtain the following equations or results (see Table 1):

D1 Euler's equation: the product expected from multiplying an asset's dividend yield by the aggregate consumption's growth rate function, f(g), equals one;

D2 There exists a linear relationship between an asset's expected dividend yield and the dividend portion of its consumption beta;

D3 The linear risk-yield relationship holds also when risk is measured as the dividend portion of an asset's standard beta.

The results labelled D1, D2, and D3 pertaining to dividend yields are viewed as the counterparts of T1, T2, and T3 for total returns in the same way that D0, given in terms of dividend cash flows, is viewed as the equivalent of T0 given in terms of total cash flows.

It bears mention that the extension from the standard multiperiod result D0 to our equilibrium dividend yield results for any one period (D1, D2 and D3) hinges mainly on the stationarity hypothesis H1 and the equivalence between aggregate consumption and total flow of dividends. Also, it is by combining Stein's lemma with the normality hypothesis (H2) that we can achieve simplicity in the expressions involved.

The interesting feature of D2 and D3 is that they constitute potential descriptions of the relation between risk and dividends. Recall that for Rubinstein (1976) the fundamental measure of risk for a security is the covariance between its level of dividends and aggregate consumption, whereas Breeden (1979) asserts that it is the covariance between returns and the growth rate of aggregate consumption.

Since D2 establishes a link between the dividend yield and its covariance with aggregate consumption, or the dividend portion of the consumption beta, this expression can be viewed as a dividend-risk relationship. In addition, since aggregate consumption and the total flow of dividends are theoretically equal, the same conclusion holds for D3.

The final result (D3) is also interesting because it offers an original testable prediction of the CCAPM. Many authors tried to test the CCAPM, with mixed success (Hansen and Singleton, 1982; Mehra and Prescott, 1985; Abel, 1990; Lucas, 1994; Heaton, 1995; etc.). For Campbell, Lo and Mackinlay (1997, p. 316): «The rejection of the standard consumption CAPM may be due in part to the difficulties in measuring aggregate consumption.» Note that our prediction D3 does not require a measure of aggregate consumption, and, as a result, can provide the simplicity in testing hoped for by Campbell (1993, 1996). The procedure could be similar to that used for traditional CAPM testing (Campbell and Jianping, 1993). In these tests we can avoid the mistake of linking an extremely volatile variable, like total return, to a very stable variable, like aggregate consumption.

Finally, we show that it is possible to relax hypotheses H1 (stationary process) and H2 (normality) and obtain the same results. We show also that the equality between dividends and consumption at the aggregate level and the additivity of the utility function can be dispensed of, albeit at the cost of complicating the algebra involved.