GÉNÉRALISATION DU MODÈLE D'ÉVALUATION PAR LA CONSOMMATION

Claude Bergeron (Université du Québec - TÉLUQ)[1]

Résumé. L'auteur généralise le modèle d'évaluation par la consommation, dit CCAPM, et sa version dividende. On n'y exige plus que l'investisseur possède la même fonction d'utilité, indépendante des états de la nature et temporellement dissociable. En relâchant ces hypothèses, l'auteur obtient un modèle qu'il estime plus descriptif du comportement des investisseurs et plus éprouvable empiriquement.

I. INTRODUCTION

Campbell et Cochrane (2000) estiment que le modèle d'évaluation par la consommation, dit CCAPM (*Consumption-Oriented Capital Asset Pricing Model*), constitue une avancée théorique capitale en finance. Pour eux, le CCAPM, attribué surtout à Lucas (1978) et Breeden (1979), intègre toutes les implications complexes de l'évaluation d'actifs en contexte multipériodique. Toutefois, ils déplorent sa piètre performance empirique. Notre but est justement d'indiquer comment plusieurs hypothèses classiques du CCAPM, notamment quant à la fonction d'utilité de l'investisseur-type, sont relâchables et comment le modèle peut en devenir plus descriptif et éprouvable empiriquement.

Rappelons l'insuccès des premiers tests d'envergure du CCAPM (Hansen et Singleton, 1982, 1983; Mehra et Prescott, 1985) avec leur investisseur à fonction d'utilité (FU ci-après) classique[2] temporellement dissociable. Par exemple, Mehra et Prescott mesurent des primes de rendement boursier bien supérieures aux niveaux prévus par le CCAPM. Rappelons également, les résultats mitigés des tests plus récents d'indissociabilité temporelle de la FU, des tests axés sur la lente formation des habitudes (Abel, 1996; Head et Smith, 2003; Smoluk et Vanderlinden,

---

1 L'auteur est professeur de finance à l'Université du Québec (TÉLUQ). On peut le joindre via 418-657-2747, poste 5575, ou *claude_bergeron@teluq.uquebec.ca*. Il remercie grandement la direction de Finéco pour ses critiques constructives et son appui éditorial, de même que M. John Y. Cambell de l'Université Harvard, pour ses suggestions et références.

2 Une fonction où la variable est élevée à une puissance autre qu'unitaire (ex.: $1-\alpha$).

2004; Ahmad, 2005) ou sur la consommation graduelle de biens durables (Ferson et Constantinides, 1991, Heaton, 1995). Sans compter les tests boursiers comparatifs (CCAPM versus CAPM) défavorables au CCAPM (Mankiw et Shapiro, 1986; Chen, 2003). Or, de tels insuccès n'appellent pas pour autant le rejet du CCAPM mais plus sensément celui de ses hypothèses a priori trop restrictives[3]. D'où notre initiative annoncée plus haut.

Dans notre modèle, la FU ne se limite pas à une fonction classique ou apparentée, comme chez les auteurs juste mentionnés, de même que chez Longstaff et Piazzesi (2004) et Bergeron (2004). Ni supposons-nous qu'elle soit temporellement dissociable[4], ou nécessairement indépendante des états de la nature[5]. Tout en retenant ses propriétés de base (croissante, strictement concave et dérivable) conformes à l'aversion au risque postulée pour l'investisseur (Copeland et Weston, 1988, p. 88), nous la généralisons et dans ses autres propriétés et dans son contexte d'application, comme Campbell et al. (1997, p. 326) nous y convient d'ailleurs: “One straightforward response to the difficulties of the standard consumption CAPM is to generalize the utility function”. Nous visons en particulier à ajouter du réalisme au modèle en admettant *l'interconnexion temporelle* (l'indissociabilité) des utilités attendues de consommations successives et en renonçant à typer étroitement l'investisseur dans l'économie modélisée (Rubinstein, 1976; Weil, 1989; Campbell, 2000, p. 1543, etc.), tout cela afin de mieux décrire le comportement du public investisseur en contexte multipériodique.

Comme pour notre version dividende du CAPM (Bergeron, 1996, 2000), nous obtenons une relation théorique linéaire entre le rendement en dividende attendu d'un actif et sa covariance avec la consommation agrégée. Notre apport ici se distingue du précédent de par le relâchement des hypothèses usuelles déjà mentionnées, en plus de généraliser à la fois le CCAPM, et sa version dividende en montrant que notre prédiction centrale tient en contexte plus général que le contexte typique du CCAPM.

Ci-dessous, nous rappelons l'essentiel sur les fonctions d'utilité (section II), puis nous modélisons l'économie (III) et en dérivons les prix d'équilibre des actifs (IV) avant de justifier notre prédiction centrale de linéarité de la relation rendement-risque (V) et de conclure (VI).

---

3 Cet insuccès empirique pourrait résulter de la nature croisée, et donc confondante, des tests. Pour Carmichael et Samson (2005), il s'agit bien de tests indissociables du CCAPM et de la fonction d'utilité retenue.

4 Comme chez Breeden, 1979; Mankiw et Shapiro, 1986; Breeden et al., 1989; etc.

5 Comme chez Lucas, 1978; Huang et Litzenberger, 1988, p. 120; etc.

II. RAPPEL SUR LES FONCTIONS D'UTILITÉ (FU)

Les pionniers du CCAPM (Rubinstein, 1976; Lucas, 1978) décrivent l'utilité qu'un individu espère de ses consommations (C) à venir par une FU temporellement dissociable, donc purement additive, jusqu'à l'infini, soit:

$$\left\{\begin{matrix}\text{Utilité totale attendue}\\ \text{en unités cohérentes}\end{matrix}\right\} = E\sum_{t=0}^{\infty} \delta^t\left[C_t^{1-\alpha}\big/(1-\alpha)\right]$$

avec α (< 0) comme coefficient d'aversion au risque et δ^t comme facteur d'escompte pour obtenir des unités cohérentes du temps $t = 0$.

L'observation dans l'économie qu'un effet positif, sur l'utilité, de la lente formation des habitudes (H) coexiste avec un effet négatif lié à la consommation graduelle des biens durables (D) signifie que les C successives s'influencent et se concurrencent dans leurs effets. En effet, l'effet H veut que la C passée (ou courante) ait un effet positif sur l'utilité marginale de la C courante (ou ultérieure). Par exemple, s'habituer couramment au vin augmente l'utilité de déguster ultérieurement une fine bouteille. À l'inverse, l'effet D diminue l'utilité marginale d'un achat ultérieur, pas trop distant, du même bien. Ferson et Constantinedes (1991) ont cherché à établir si l'effet négatif D domine l'effet positif H par des tests astucieux de l'équation précédente. Leurs résultats indiquent que H domine D. Par ailleurs, notons que la FU ci-dessus, par hypothèse, ne dépend pas des états de la nature. Or, ne pas attribuer d'effet d'utilité à un environnement fluctuant a quelque chose de très restrictif. L'hypothèse mérite donc d'être relâchée. Nous le faisons ci-après.

III. DESCRIPTION DE L'ÉCONOMIE

Au temps t, en son état initial ω_t, l'économie se compose d'acteurs (i = 1, 2, ..., I) à fonction d'utilité (FU) supposée tant croissante et concave que dérivable . Cette FU subit l'influence des consommations (C) passées connues et futures (vu les effets H et D juste présentés). Les acteurs attachent les mêmes probabilités de réalisation aux états futurs successifs (ω_{t+s}, s = 1,...,T: $\omega_{t+1}\ \varepsilon\ \Omega_{t+1}$,...,$\omega_{t+T}\ \varepsilon\ \Omega_{t+T}$). Vu l'état courant, ω_t, alors la probabilité d'observer une chaîne d'états (chacun à dépendance antérieure) qui mène à un état final possible ω_{t+T} s'exprime par:

$$P(\omega_{t+T}|\omega_t) = P\,(\omega_{t+1}|\omega_t)\,P(\omega_{t+2}|\omega_{t+1})...P(\omega_{t+T}|\omega_{t+T-1}). \qquad (1)$$

Le problème de l'acteur i consiste à maximiser son utilité espérée, compte tenu de ses C connues et de chacune des chaînes de C futures possibles, dans les limites de sa richesse courante A_{it}. Symboliquement, on a:

$$\underset{\substack{C_{it}, C_{i,\omega_{t+s}} \\ \omega_{t+s} \in \Omega_{t+s} \\ s = 1, 2, \ldots, T}}{MAX} \left[\sum_{\omega_{t+T}} P(\omega_{t+T} | \omega_t) U_{it,\omega_{t+T}}(\bullet) \text{ en épuisant } A_{it} \right] \tag{2}$$

où $U(\bullet) = U_{it,\,\omega_{t+T}}\left(C_{i,t-T}, \ldots, C_{i,t-1}, C_{it}, C_{i,\,\omega_{t+1}}, \ldots, C_{i,\omega_{t+T}}\right)$ et

$A_{it} = C_{it} + \sum_{s=1}^{T} \sum_{\omega_{t+s}} a_{\omega_{t+s}} C_{i,\omega_{t+s}}$, sachant que $T \to \infty$ et que $a_{\omega_{t+s}}$ représente le prix d'un actif dit primitif lié à l'état ω_{t+s} (Huang et Litzenberger, 1988, p. 119).

IV. PRIX D'UN TITRE

L'obtention du prix d'équilibre d'un titre obéit à une démarche classique. Elle exige d'abord que la dérivée partielle (par rapport à la consommation courante) de l'expression lagrangienne de la fonction d'utilité attendue que maximise l'acteur *i* égale 0. Ainsi, en partant de l'équation (2) on a:

$$\sum_{\omega_{t+T}} P(\omega_{t+T} | \omega_t) \left(\partial U_{it,\omega_{t+T}} \big/ \partial C_{it} \right) - \lambda_{it} = 0 \ , \tag{3}$$

où le multiplicateur de Lagrange est λ_{it}. Et pareillement pour la dérivée par rapport à la consommation en l'état ω_{t+s} pour tout $\omega_{t+s} \, \varepsilon \, \Omega_{t+s}$, $s = 1,2,\ldots,T$-1, d'où:

$$\sum_{\omega'_{t+T}} P(\omega'_{t+T} | \omega_t) \left(\partial U_{it,\omega'_{t+T}} \big/ \partial C_{i,\omega_{t+s}} \right) - a_{\omega_{t+s}} \lambda_{it} = 0 \ , \tag{4}$$

où ω'_{t+T} n'englobe que le sous-ensemble des états ultimes réalisables si l'état ω_{t+s} survient. Quant à la dérivée par rapport à toute consommation ultime à $t+T$, on a:

$$P(\omega_{t+T} | \omega_t) \left(\partial U_{it,\omega_{t+T}} \big/ \partial C_{it,\omega_{t+T}} \right) - a_{\omega_{t+T}} \lambda_{it} = 0 \ . \tag{5}$$

Selon (1), on peut écrire que:

$$P(\omega'_{t+T}|\omega_t) = P(\omega_{t+s}|\omega_t)P(\omega_{t+s+1}|\omega_{t+s})\dots P(\omega'_{t+T}|\omega_{t+T\text{-}1}) \ . \tag{6}$$

Comme (P($\omega_{t+s}|\omega_t$) entre dans chacune des $P(\omega'_{t+T}|\omega_t)$, alors si on insère (6) dans (4) on a l'égalité suivante:

$$P(\omega_{t+s}|\omega_t)\ \Sigma(\ \bullet\ ) = a_{\omega_{t+s}}\lambda_{it} \ , \tag{7}$$

où $\sum(\ \bullet\ ) = \sum_{\omega'_{t+T}} P(\omega_{t+s+1}|\omega_{t+s})\dots P(\omega'_{t+T}|\omega_{t+T-1})\ \left(\partial U_{it,\ \omega'_{t+T}}/\partial C_{i,\omega_{t+s}}\right)$.

De là, on tire la valeur de l'actif primitif, soit:

$$a_{\omega_{t+s}} = P(\omega_{t+s}|\,\omega_t)\ h_{i,\omega_{t+s}} \ , \tag{8}$$

où, pour tout $\omega_{t+s} \in \Omega_{t+s}$, $s = 1,2,...,T\text{-}1$, $h_{i,\omega_{t+s}} = W/X$ où $W = \Sigma(\ \bullet\ )$ comme en (7) et $X = \sum_{\omega_{t+T}} P(\omega_{t+T}|\omega_t)\partial U_{it,\ \omega_{t+T}}/\partial C_{it}$), alors que, pour tout $\omega_{t+s} = \omega_{t+T} \in \Omega_{t+T}$, $h_{i,\omega_{t+s}} = h_{i,\omega_{t+T}} = Y/X$ où $Y = (\partial U_{it,\ \omega_{t+T}}/\partial C_{i,\omega_{t+s}})$.

Or, selon le CCAPM, un titre $j(= 1, 2, ..., J)$ est un actif complexe, ou un portefeuille d'actifs primitifs, commandant un dividende de $D_{j,\omega_{t+s}}$ unités de consommation lorsque l'état ω_{t+s} se réalise $(\omega_{t+s} \in \Omega_{t+s}, s = 1, 2, \dots, T)$. Comme il vaut ses composantes pondérées (Rubinstein, 1976), on a comme prix:

$$P_{jt} = \sum_{s=1}^{\infty}\sum_{\omega_{t+s}} D_{j,\omega_{t+s}}\ a_{\omega_{t+s}}. \tag{9}$$

En insérant (8) dans (9), on obtient l'expression générale voulant qu'un titre vaille ses dividendes attendus actualisés[6]:

$$P_{jt} = E_t\sum_{s=1}^{\infty}\tilde{D}_{j,t+s}\tilde{h}_{i,t+s}\,. \tag{10}$$

6 Dans le texte, E_t, var_t et cov_t symbolisent, respectivement, l'espérance mathématique, la variance et la covariance, le sous-indice t signifiant qu'on tient compte de l'information disponible au temps t.

De même, si on définit la variable $\tilde{\rho}_{it+s}$ (s=1, 2, ..., T), telle que: $\tilde{h}_{i,t+s} \equiv (1+\tilde{\rho}_{i,t+s})^{-s}$, on peut réécrire (10) comme suit:

$$P_{jt} = E_t \sum_{s=1}^{\infty} D_{j,t+s} \ (1+\tilde{\rho}_{i,t+s})^{-s} . \tag{11}$$

À noter que pour appliquer (11), ou (10), il faut en principe connaître la suite infinie des dividendes attendus, et ce, pour tous les titres. Pour simplifier, on définit la variable de croissance $\tilde{g}_{j,t+s}$ telle que $\tilde{D}_{j,t+s} = D_{j,t+1}(1+\tilde{g}_{i,t+s})^{s\text{-}1}$. En supposant que sur une très longue période $\tilde{g}_{j,t+T} < \tilde{\rho}_{i,t+T}$ (à défaut de quoi la valeur de P_t explose), on peut réécrire (11) comme suit:

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

où $\tilde{H}_{ij,t+1} = \frac{1}{(1+\tilde{\rho}_{i,t+1})} + \frac{(1+\tilde{g}_{j,t+2})}{(1+\tilde{\rho}_{i,t+2})^2} + \frac{(1+\tilde{g}_{j,t+3})^2}{(1+\tilde{\rho}_{i,t+3})^3} + \ldots$ et où le prix d'un titre s'obtient en multipliant le prochain dividende attendu D par le facteur H de perpétuité actualisée.

V. PRINCIPALE PRÉDICTION

Pour dériver notre principale prédiction, nous puisons chez Breeden (1979), Huang et Litzenberger (1988, p. 203 à 216) et Breeden et al. (1989), même si notre fonction d'utilité n'est pas additive (ou temporellement dissociable). Supposons ici, à l'instar de Bergeron (1996, p. 112), que le facteur d'actualisation du titre j pour l'acteur i selon (12) égale celui du marché, plus un terme résiduel de moyenne 0 et à covariance nulle avec le facteur ou le dividende. On a donc $\tilde{H}_{ij,t+1} = \tilde{H}_{i,t+1} + \tilde{\varepsilon}_{ij,t+1}$ que nous insérons en (12) pour obtenir (13), soit:

$$P_{jt} = E_t(\tilde{D}_{j,t+1}\ \tilde{H}_{i,t+1}) . \tag{13}$$

En divisant (13) par P_{jt}, on obtient l'équation d'Euler formulée à partir du rendement en dividende (d=D/P), plus précisément:

$$E_t(\tilde{d}_{j,t+1}\tilde{H}_{i,t+1}) = 1 . \tag{14}$$

En agrégeant les I acteurs, on a:

$$\sum_{i=1}^{I} E_t(\tilde{D}_{j,\,t+1}\,\tilde{H}_{i,\,t+1}) = I\,, \tag{15}$$

puis en divisant par I, on peut écrire:

$$E_t(\tilde{d}_{j,t+1}\,\tilde{H}_{t+1}) = 1\quad, \tag{16}$$

où $\tilde{H}_{t+1}$ est la moyenne des $\tilde{H}_{i,t+1}$. De la même façon, en multipliant (16) par P_{jt}, puis en sommant pour les J titres, on obtient:

$$\sum_{j=1}^{J} E_t(\tilde{D}_{j,\,t+1}\,\tilde{H}_{t+1}) = \sum_{j=1}^{J} P_{jt}\,, \tag{17}$$

ce qui se simplifie comme suit:

$$E_t(\tilde{d}_{A,\,t+1}\tilde{H}_{t+1}) = 1\,, \tag{18}$$

où $\tilde{d}_{A,\,t+1}$ est le rendement en dividende agrégé du marché pour la période débutant à t.

Maintenant, on suppose *un portefeuille z à covariance nulle entre son rendement en dividende et la croissance de la consommation agrégée*, tout comme Breeden et al. (1989, p. 232) ont supposé un portefeuille ayant un rendement total à covariance nulle avec la croissance de la consommation agrégée[7]. D'où, pour le portefeuille z, on a:

$$E_t(\tilde{d}_{z,t+1}\tilde{H}_{t+1}) = 1\,. \tag{19}$$

Ici, les équations (16) et (19) nous autorisent à écrire:

$$E_t[(\tilde{d}_{j,\,t+1} - \tilde{d}_{z,\,t+1})\tilde{H}_{t+1}\,] = 0\,. \tag{20}$$

Par définition de la covariance, on a l'égalité suivante:

$$E_t(\tilde{d}_{j,t+1} - \tilde{d}_{z,t+1}) = -\,cov_t(\tilde{d}_{j,t+1} - \tilde{d}_{z,t+1},\, \tilde{H}_{t+1}) / E_t(\tilde{H}_{t+1})\,. \tag{21}$$

7 Le concept du portefeuille *z* nous vient de Black (1972). Il remplace le portefeuille sûr du CAPM dans une modélisation où l'actif sûr, à bêta 0 et volatilité 0, n'existe pas.

De la même façon, sur le plan agrégé, on obtient:

$$E_t(\tilde{d}_{A,t+1} - \tilde{d}_{z,t+1}) = -cov_t(\tilde{d}_{A,t+1} - \tilde{d}_{z,t+1}, \tilde{H}_{t+1})/E_t(\tilde{H}_{t+1}). \quad (22)$$

En insérant (22) dans (21), il ressort que:

$$E_t(\tilde{d}_{j,t+1} - \tilde{d}_{z,t+1}) = E(\tilde{d}_{A,t+1} - \tilde{d}_{z,t+1})\frac{cov_t(\tilde{d}_{j,t+1} - \tilde{d}_{z,t+1}, \tilde{H}_{t+1})}{cov_t(\tilde{d}_{A,t+1} - \tilde{d}_{z,t+1}, \tilde{H}_{t+1})}. \quad (23)$$

Pour simplifier (23), on s'inspire de Breeden et al. (1989) et suppose que le *rendement en dividende d'un titre (ou le rendement en dividende agrégé) est une fonction linéaire de la croissance (G) de la consommation agrégée, soit:*

$$\tilde{d}_{j,t+1} = a_j^c + b_j^c\tilde{G}_{t+1} + \tilde{e}_{j,t+1}^c, \quad (24)$$

avec les conditions usuelles $[E(e) = cov(e, G) = cov(e, H) = 0]$ pour tout j = 1, 2, ..., J ou $j = A$ (au niveau agrégé). Rappelons que Breeden et al. (1989) posent une hypothèse équivalente afin d'expliquer l'évolution du rendement total. Il s'ensuit que $cov_t(\tilde{d}_{j,t+1}, \tilde{G}_{t+1}) = cov_t\left(a_j^c + b_j^c\tilde{G}_{t+1} + \tilde{e}_{j,t+1}^c, \tilde{G}_{t+1}\right)$, ce qui, vu les propriétés de la covariance, se simplifie de la sorte: $cov_t(\tilde{d}_{j,t+1}, \tilde{G}_{t+1}) = b_j^c cov_t(\tilde{G}_{t+1}, \tilde{G}_{t+1}) = b_j^c var(\tilde{G}_{t+1})$. D'où un $b_j^c[= cov(.,.)/var(.)]$ qui s'interprète comme la version *dividende du bêta de consommation* lié à un titre (j = 1, 2, ..., J) ou au niveau agrégé (j=A). Par ailleurs, pour le portefeuille z et ses propriétés, on a:

$$\tilde{d}_{z,t+1} = \text{Taux } z \text{ attendu} + \text{Terme résiduel} = a_z^c + \tilde{e}_{z,t+1}^c, \quad (25)$$

sous conditions usuelles $[E(e) = cov(e, G) = cov(e, H) = 0]$. En insérant (24) et (25) dans (23), on obtient le résultat suivant:

$$E_t(\tilde{d}_{j,t+1} - \tilde{d}_{z,t+1}) = E(\tilde{d}_{A,t+1} - \tilde{d}_{z,t+1})\frac{cov_t\left(a_j^c + b_j^c\tilde{G}_{t+1} + \tilde{e}_{j,t+1}^c - a_z^c - \tilde{e}_{z,t+1}^c, \tilde{H}_{t+1}\right)}{cov_t\left(a_A^c + b_A^c\tilde{G}_{t+1} + \tilde{e}_{A,t+1}^c - a_z^c - \tilde{e}_{z,t+1}^c, \tilde{H}_{t+1}\right)}. \quad (26)$$

et, après manipulation:

$$E_t(\tilde{d}_{j,t+1}) = E_t(\tilde{d}_{z,t+1}) + E_t(\tilde{d}_{A,t+1} - \tilde{d}_{z,t+1})(b_j^c/b_A^c). \quad (27)$$

L'équation (27) constitue notre principal résultat. Elle exprime une relation linéaire entre le rendement en dividende attendu d'un titre et son bêta de consommation en version dividende. Nous l'interprétons comme étant la version *dividende* de la relation rendement-risque prédite par le CCAPM (Breeden, 1979, p. 276), ou plus simplement, la version *dividende* du CCAPM (Bergeron, 1996, 2000). Notons que (27) représente une description envisageable de la relation entre le dividende et le risque. Selon le CCAPM et Rubinstein (1976), la covariance entre le dividende d'un titre et la consommation agrégée est une mesure de risque, et ce concept trouve appui chez Aase (2002). Rappelons aussi que plusieurs auteurs voient une relation négative entre le dividende et le risque (Eades, 1982; Baskin, 1989; Lapointe, 1996). De plus, Jagannathan et al. (2000) observent une plus grande volatilité dans le bénéfice des firmes à dividende zéro, alors que Grullon et Michaely (2002) trouvent moins de volatilité (dans le rendement sur actifs) chez celles qui en versent. Donc, s'il est vrai qu'il existe une relation négative entre le dividende et le risque, comme les résultats précédents l'indiquent, alors on serait justifié d'utiliser la version *dividende* du CCAPM pour décrire cette relation dans un contexte multipériodique.

Quoi qu'il en soit, la relation rendement-risque selon l'équation (27) peut servir à tester le CCAPM. Selon nous, il suffirait, par exemple, d'appliquer la méthodologie de Breeden et al. (1989), ou même de Chen (2003), mais avec la composante dividende du rendement total. Ce faisant, on obtiendrait un test dont la prédiction principale ne reposerait pas sur une fonction d'utilité trop contraignante, telle que discutée en début d'article.

VI. CONCLUSION

Ayant relâché plusieurs hypothèses restrictives de la fonction d'utilité classique, nous avons pu néanmoins modéliser une relation rendement-risque en version dividende. Il n'a pas été nécessaire de supposer une fonction d'utilité additive (ou dissociable dans le temps) ou indépendante des états de la nature, ou encore, limitée au genre présenté en III. L'implication de la relation éprouvable trouvée veut que le rendement en dividende attendu d'un actif soit fonction linéaire de la covariance entre ses dividendes et la consommation agrégée. Pour l'éprouver, il suffirait, à notre avis, de reprendre un test standard du CCAPM où, cependant, le rendement en dividende remplace le rendement total. Toutefois, il conviendrait qu'on adopte une définition élargie du dividende, vu la fréquence des rachats d'actions, ou d'autres versements spéciaux, assimilables à des dividendes. Outre la souplesse de la fonction d'utilité sous-jacente à la relation éprouvable obtenue, on a aussi l'avantage d'éviter de lier une variable peu volatile comme la croissance de la consommation agrégée à une variable aussi instable que le rendement total.

BIBLIOGRAPHIE

Aase, K.K., 2002, "Equilibrium Pricing in the Presence of Cumulative Dividends Following a Diffusion", *Mathematical Finance* 12, 173-198.

Abel, 1996, "Risk Premia and Term Premia in General Equilibrium", Document inédit, University of Pennsylvania.

Ahmad, Y., 2005, "Money Market Rates and Implied CCAPM Rates: Some International Evidence", *The Quarterly Review of Economics and Finance* 45, à paraître.

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

Bergeron, C., 1996, "Dividendes, risque et consommation", *Finéco* 6, 103-126.

Bergeron, C., 2000, "Le modèle intertemporel de consommation et la relation dividende-risque", Thèse de doctorat, Université Laval.

Bergeron, C., 2004, "Retention Ratio, Risk, and the Consumption-oriented Capital Asset Pricing Model", Document, Université du Québec (*TÉLUQ*).

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.

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

Campbell, J.Y., 2000, "Asset Pricing at the Millennium", *The Journal of Finance* 55, 1515-1567.

Campbell, J.Y. et J.H. Cochrane, 2000, "Explaining the Poor Performance of Consumption-based Asset Pricing Models", *The Journal of Finance* 55, 2863-2878.

Campbell, J.Y., Lo, A.W. et A.C. MacKinlay, 1997, *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, New Jersey.

Carmichael, B. et L. Samson, 2005, "Consumption Growth as a Risk Factor? Evidence from Canadian Financial Markets", *Journal of International Money and Finance* 24, 83-101.

Chen, M.-H., 2003, "Risk and Return: CAPM and CCAPM", *The Quarterly Review of Economics and Finance* 43, 369-393.

Copeland, T.E. et J.F. Weston, 1988, *Financial Theory and Corporate Policy*, 3e édition, Addison-Wesley.

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

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

Grullon, G. et R. Michaely, 2002, "Dividends, Share Repurchases, and the Substitution Hypothesis", *The Journal of Finance* 57, 1649-1684.

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.

Head, A.C. et G.W. Smith, 2003, "The CCAPM Meets Euro-interest Rate Persistence, 1960-2000", *Journal of International Economics* 59, 349-366.

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.

Ingersoll, J.E., 1987, *Theory of Financial Decision Making*, Rowman & Littlefield, Maryland.

Jagannathan, M., Clifford, P.S. et M.S. Weisbach, 2000, "Financial Flexibility and the Choice between Dividends and Stock Repurchases", *Journal of Financial Economics* 57, 355-384.

Lapointe, M.A., 1996, "Signalisation via dividende et variabilité du flux monétaire", *Finéco* 6, 55-70.

Lucas, R.E., 1978, "Asset Prices in an Exchange Economy", *Econometrica* 46, 1429-1445.

Longstaff, F.A. et M. Piazzesi, 2004, "Corporate Earnings and the Equity Premium", *Journal of Financial Economics* 74, 401-421.

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

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

Rubinstein, M., 1976, "The Valuation of Uncertain Income Streams and the Pricing of Options", *The Bell Journal of Economics* 7, 407-425.

Smoluk, H.J. et D. Vanderlinden, 2004, "Catching Up With the Americans", *Review of Financial Economics* 13, 211-229.

Weil, P., 1989, "The Equity Premium Puzzle and the Risk-Free Rate Puzzle", *Journal of Monetary Economics* 24, 401-421.

SUMMARY

Generalization of the Consumption-Oriented Capital Asset Pricing Model

Claude Bergeron, Université du Québec (TÉLUQ)

According to Campbell and Cochrane (2000), the CCAPM represents a major advance in financial economics because its simple relation between consumption and asset returns captures the implications of complex dynamic multifactor pricing. Unfortunately, the CCAPM does not fare well empirically. For instance, Hansen and Singleton (1982, 1983) reject the model, whereas Ferson and Constantinides (1991), Heaton (1995), Abel (1996), Head and Smith (2003) and Ahmad (2005) show mixed results at best. Furthermore, Mankiw and Shapiro (1986), and Chen (2003) find that the traditional CAPM fares better than the CCAPM. For Campbell et al. (1997), a prime source of difficulties lies in the restrictive utility functions associated with the CCAPM.

In this paper, we generalize the model. In particular, we propose a dividend version of the CCAPM in which the utility function need not be a traditional power function, time-separable and state independent. It simply requires an increasing, strictly concave and differentiable function. Of course, we assume that each investor maximizes his expected multiperiod utility subject to his wealth. The primitive assets associated with the CCAPM are redefined as shares worth the present value of their future dividends. In addition, a dividend yield generating process is assumed to be a linear function of the growth rate in aggregate consumption, plus a standard disturbance term. Using these assumptions, we proceed as in Bergeron (1996) and derive a linear relationship between a share's expected dividend yield and the dividend version of its consumption beta, which is given by the covariance between dividend yield and global consumption growth rate, over growth rate variance.

Intuitively, our model avoids the pitfalls of the standard CCAPM, because its structure does not require that the multiperiod problem of the investor be transformed into a one-period problem (Ingersoll, 1987, p. 235-237). Another promising claim is that it can be tested independently of the CCAPM's restrictive hypotheses already mentioned. For example, the rejection of the CCAPM under our model would not be interpreted as evidence against a particular utility function or some specifications of the links between periods, such as those created by long lasting consumption of durable goods or habit formation.