

Université de Montréal

Rapport de recherche

Titre :

Le paradoxe de la prime des actions : Le cas du canada

Rédigé par :

Ismaël Cissé

Dirigé par :

Onur Özgür

Département de sciences économiques

Faculté des Arts et des Sciences

7 décembre 2011

Résumé

L'objectif de ce travail est d'expliquer le paradoxe de la prime des actions à la lumière des données canadiennes sur la consommation agrégée et l'indice S&P/TSX composé. Le cadre d'analyse est une modification du modèle d'évaluation des prix des actifs basé sur la consommation ou MÉDAFC (*CCAPM*) qui s'appuie sur Campbell et Cochrane (1999). Il propose une formulation des habitudes externes qui génère de la variation temporelle et contracyclique du coefficient d'aversion au risque et dans la prime de risque. Nous montrons que la spécification proposée permet de mieux rendre compte de la prime de risque que le modèle *CCAPM* classique. Cependant, Le modèle semble surestimer la prévisibilité des rendements et aboutit à une explication de la volatilité du ratio prix-dividende qui repose sur les rendements réels plutôt que sur les dividendes réels comme nous l'observons dans les données canadiennes. Ces résultats ensemble, suggèrent une prévisibilité des dividendes et sont en faveur des modèles d'évaluation classiques des prix basés sur la valeur présente des flux de dividendes futurs actualisés à taux constant.

Mots-clés: MEDAFC, Paradoxe, prime de risque, Croissance de la consommation, ratio prix-dividende, Canada, Indice S&P/TSX composé, Prévisibilité, Volatilité

Abstract

We pursue the goal of explaining the Equity Premium Puzzle using Canadian data on aggregate consumption and the Composite S&P/TSX index. The framework used is a modified Consumption Capital Asset Pricing Model (*CCAPM*) from Campbell and Cochrane (1999). They use a formulation of external habits which generates a time-varying and countercyclical coefficient risk aversion and equity risk premium. We show that the forcing habit process has more success in explaining the equity risk premium than the standard *CCAPM*. However, the simulated data generate too much returns predictability and most of the price-dividend ratio volatility is explained by real returns rather than real dividends growth as implied by Canadian data. These findings suggest dividends predictability and support present value models based on dividends flows discounted at a constant rate.

Keywords: *CCAPM*, Equity risk premium, Puzzle, Consumption growth, Price-Dividend ratio, Canada, S&P/TSX index, predictability, Volatility

I. Introduction

Plusieurs travaux ont mis en évidence la difficulté de différents cadres d'analyses d'expliquer des phénomènes empiriques pour les rendements et le prix des actifs. Le modèle d'évaluation des actifs financiers (MEDAF ou *CAPM*), prédit que le rendement d'un actif est fondamentalement déterminé par le seul rendement du portefeuille de marché et que son risque est décrit de façon complète par un coefficient, le β dans une relation linéaire. Initialement considéré comme une théorie valide du risque et du rendement, l'analyse empirique du *CAPM* (Capital Asset Pricing Model) a révélé plusieurs insuffisances (Cochrane, 1999, p.36). Elles ont été désignées par le vocable d'anomalies, liées principalement à la taille ou à la capitalisation boursière (*size effect*), au ratio cours-bénéfice (*P/E effect*) et au ratio valeur comptable-valeur marchande qui sont avérés pour plusieurs pays (États-Unis, Canada, Japon, Italie) (Keim et Ziemba, 2000; Fama et French, 1992). Dans une optique plus large des modèles multifactoriels, cela s'est traduit par le fait que la combinaison d'un proxy du rendement de marché avec la capitalisation boursière et le ratio valeur comptable-valeur marchande est plus efficace pour décrire la coupe transversale des rendements (Fama et French, 1996).

Lucas (1978) et Breeden (1979) ont proposé le *CCAPM* ou MEDAFC (Modèle d'évaluation des actifs financiers basé sur la consommation) dans lequel le prix d'équilibre des actifs est déterminé par les choix conjoints de consommation et d'allocation de portefeuille et implique que la consommation et non plus le rendement du marché est la source fondamentale de variation des rendements des actifs. Ce cadre présente deux principaux avantages par rapport au *CAPM* : premièrement, il lie la décision de consommation et d'investissement des unités de décision (individus, ménages) et permet une extension de la théorie du consommateur. Deuxièmement, il propose une détermination économique des rendements basée sur la covariation anticipée entre les rendements et la consommation, contrairement au *CAPM* qui a établi une relation linéaire entre les rendements espérés de différents portefeuilles, celui d'un actif ou portefeuille et celui du portefeuille de marché sans plus (Campbell et al, p.291). Confronté aux données empiriques, il a échoué à rendre compte de la dynamique des rendements des actifs. Mehra et Prescott (1985) ont ainsi mis à jour le paradoxe de la prime de risque qu'ils définissent

comme « l'incapacité d'expliquer conjointement le faible taux sans risque sur les bons du trésor et le rendement élevé des actions dans le cadre de marchés efficaces ».

Plusieurs recherches ont proposé différentes modifications qui touchent surtout la fonction d'utilité périodique. Elles incluent : l'introduction de sources de risque supplémentaires comme la consommation en bien durables (Wirjanto, 2004); la définition d'habitudes (Wirjanto, 1997; Campbell et Cochrane, 1999), la prise en compte des contraintes de liquidité (Wirjanto, 1995; 1997). D'autres ont continué à travailler sur les modèles à facteurs en proposant d'autres choix de facteurs, de nouvelles techniques d'estimation et des procédures de tests différentes (Carmichael et Samson, 1996; 2003). Certaines de ces études arrivent à expliquer partiellement la dynamique des rendements excédentaires des actions mais échouent à expliquer conjointement les rendements des actions et des obligations. Elles avancent comme source de leur insuffisance soit une variation dans le temps, soit un niveau élevé de l'aversion au risque sans l'incorporer explicitement dans leur modèle.

Des phénomènes empiriques similaires sont rapportés dans les données canadiennes et américaines : la prévisibilité relativement faible des rendements de court terme par rapport aux rendements de long terme (Schmitz, 1996; Carmichael et Samson, 1996), la volatilité excessive des prix (Shiller, 1989); La présence d'anomalies (Keim et Ziemba, 2000); Shiller, 1989). Différentes études ont rejeté le *CCAPM* classique dans le deux cas (Carmichael et Samson, 2005; Hansen et Singleton, 1983; Mehra et Prescott, 1985).

Campbell et Cochrane (1999) apportent une modification en spécifiant une formation externe des habitudes qui s'ajustent lentement de façon non linéaire aux niveaux de consommation et produit un coefficient d'aversion au risque et une prime de risque contracyclique. Ils parviennent à une résolution du paradoxe de la prime de risque et réussissent à reproduire plusieurs caractéristiques empiriques des prix et des rendements telles que la faible prévisibilité des rendements, la volatilité excessive des prix et des rendements. Nous nous proposons d'appliquer cette méthodologie aux données canadiennes. À notre connaissance, cet exercice n'a pas encore été effectué.

Bien que nous réussissions à reproduire certaines statistiques empiriques, nos résultats sont moins concluants quant à la description des caractéristiques empiriques des données canadiennes que la recherche originale sur les données américaines. La prévisibilité des rendements de court terme et des rendements de long terme reste faible par rapport à ce que suggère le modèle. Le cadre d'analyse non seulement n'arrive pas à rendre compte des mouvements de prix mais aboutit à une explication de la volatilité des prix basée sur les rendements à l'opposé des données canadiennes qui pointent les dividendes comme la principale source de variation.

Dans la suite de notre recherche, nous décrivons le modèle. Dans la troisième partie, nous présentons les données et la méthodologie utilisées et spécifions la calibration du modèle. Dans la quatrième partie, nous analysons les propriétés des données canadiennes empiriques et simulées.

II. Modèle

1. Présentation du modèle

Nous reprenons le modèle de Campbell et Cochrane (1999). On suppose une économie dont les individus sont identiques. Leurs préférences sont décrites par une fonction d'utilité isoélastique (*CRRA*). Ce type de fonction permet de synthétiser leur comportement par un individu représentatif dont l'utilité a la même forme fonctionnelle :

$$U(C_t, X_t) = E \left[\sum_{t=0}^{\infty} \delta^t u(C_t, X_t) \right] = E \left[\sum_{t=0}^{\infty} \delta^t \frac{(C_t - X_t)^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma} \right] \quad (1)$$

où X_t est le niveau d'habitudes. Le concept d'habitudes traduit l'idée qu'un niveau de consommation plus élevée dans la période courante incite l'individu à un niveau de consommation future plus élevée. Cela correspond formellement à une relation positive entre l'utilité marginale de la consommation courante et le niveau de la consommation

passée. La fonction d'utilité périodique est spécifiée avec une formation d'habitudes externe. On définit S_t la consommation relative (*surplus consumption ratio*) par :

$$S_t = \frac{C_t - X_t}{C_t} \quad (2)$$

La prochaine étape consiste à spécifier comment se forment les habitudes. La spécification choisie doit satisfaire la condition que le niveau d'habitudes est inférieur au niveau de la consommation dans toutes les périodes et tous les états de nature pour que la fonction d'utilité soit définie. Les auteurs choisissent donc de définir une équation de transition en termes de s_t ($s_t = \ln(S_t)$), comme un processus AR(1) conditionnellement stationnaire ($|\phi| < 1$) et hétéroscédastique et une dotation décrite par un processus univarié pour la croissance de la consommation:

$$s_{t+1} = (1 - \phi)\bar{s} + \phi s_t + \lambda(s_t)(c_{t+1} - c_t - g) \quad (3)$$

$$\Delta c_{t+1} = g + v_{t+1}, \quad v_{t+1} \sim i.i.d N(0, \sigma^2) \quad (4)$$

où \bar{s} est l'état stationnaire de s , ϕ le coefficient d'autocorrélation, c_t le log de la consommation, g la log-croissance moyenne de la consommation. La dernière équation définit le logarithme de la consommation comme une marche aléatoire. $\lambda(s)$ représente la fonction de sensibilité qui détermine l'ampleur de la réaction du système, dont l'état est décrit par s_t , aux chocs aléatoires sur la croissance de la consommation.

(Campbell et Cochrane, 1999) spécifie cette fonction pour obtenir un taux sans risque constant et satisfaire la propriété d'ajustement lent des habitudes à la consommation. Cela garantit que la fonction d'utilité est bien définie. Notons que l'équation (3) traduit un ajustement non linéaire des habitudes à la consommation. On peut ainsi montrer que le log-niveau des habitudes est approximativement une combinaison linéaire de la log-consommation passée (Voir la démonstration dans l'Annexe).

2. Le taux marginal de substitution et le taux sans risque :

Pour la spécification choisie, le taux marginal de substitution intertemporel ou facteur d'actualisation stochastique (FAS) prend la forme suivante :

$$M_{t+1} = \delta \left(S_{t+1}/S_t \cdot C_{t+1}/C_t \right)^{-\gamma} \quad (5)$$

L'introduction de l'équation de transition (3) dans cette expression donne :

$$M_{t+1} = \delta G^{-\gamma} e^{-\gamma\{(\phi-1)(s_t-\bar{s})+[1+\lambda(s_t)]v_{t+1}\}} \quad (6)$$

Le taux brut d'actualisation de risque neutre est défini comme l'inverse de l'espérance conditionnelle du facteur d'actualisation stochastique (FAS). L'hypothèse de log-normalité du processus de consommation implique une log-normalité conditionnelle du FAS. Ce qui permet de définir le log-rendement sans risque :

$$r_t^f = -\ln(\delta) + \gamma g - \gamma(1-\phi)(s_t - \bar{s}) - \frac{\gamma^2 \sigma^2}{2} [1 + \lambda(s_t)]^2 \quad (7)$$

Le taux sans risque dépend des préférences et des caractéristiques technologiques du modèle. Le premier terme correspond au taux d'actualisation subjectif. Le second terme implique que le taux de croissance de la consommation entre de façon linéaire dans cette équation avec comme coefficient gamma. La troisième expression traduit l'effet de substitution intertemporel. Lorsque s_t est relativement élevé, sans chocs supplémentaires, le taux marginal de substitution augmente (voir l'équation (5)). Ce qui crée une incitation à augmenter la consommation future relativement à la consommation actuelle, donc à épargner (acheter des bons du trésor). D'où un mouvement vers le bas du taux sans risque avec une ampleur proportionnelle au coefficient gamma, l'inverse de l'élasticité de substitution. Le dernier terme décrit l'effet d'épargne (*Precautionary saving*) qui traduit une tendance à épargner pour l'individu (acheter des bons du trésor), pour se prémunir des effets négatifs de la volatilité de la consommation. Pour satisfaire l'hypothèse d'un taux sans risque constant, le choix de la fonction de sensibilité $\lambda(s_t)$ est déterminé de façon à ce que ces deux effets se compensent exactement. Pour que le dernier effet soit positif, ce doit être une fonction décroissante de la consommation relative.

3. Frontière de variance minimale

Nous utilisons un résultat de Hansen et Jagannathan (Danthine et Donaldson, p.180) qui dérivent une borne supérieure au ratio de Sharpe, la prime par unité de risque ou le prix du risque :

$$\frac{E_t(R_{t+1}^e)}{\sigma_t(R_{t+1}^e)} = -\rho_t(M_{t+1}, R_{t+1}^e) \frac{\sigma_t(M_{t+1})}{E_t(M_{t+1})} \leq \frac{\sigma_t(M_{t+1})}{E_t(M_{t+1})} \quad (8)$$

où ρ_t désigne la corrélation conditionnelle et R_{t+1}^e un rendement excédentaire quelconque et le FAS. Sous l'hypothèse de log-normalité conditionnelle, du FAS M_{t+1} , nous pouvons définir le ratio de Sharpe maximal:

$$\max \frac{E_t(R_{t+1}^e)}{\sigma_t(R_{t+1}^e)} = \sqrt{e^{\gamma^2 \sigma^2 [1 + \lambda(s_t)]^2} - 1} \approx \gamma \sigma [1 + \lambda(s_t)] \quad (9)$$

Ce résultat est fondamental dans la spécification du modèle. Il est perceptible que pour obtenir une prime de risque contracyclique, la fonction $\lambda(s_t)$ doit être décroissante.

4. Spécification de la fonction de sensibilité

La fonction de sensibilité est choisie de façon à satisfaire trois conditions (Campbell et Cochrane, 1999, p.212) :

La première : le taux sans risque est constant.

La deuxième: Les habitudes sont prédéterminées à l'état stationnaire. En d'autres termes, les habitudes peuvent être liées à la consommation agrégée passée mais sont non corrélées avec les chocs et futurs de la consommation. Cela implique à l'état stationnaire la condition suivante pour $\lambda(s_t)$:

$$\lambda(\bar{s}) = \frac{1}{\bar{S}} - 1 \quad (10)$$

La troisième : Les habitudes sont prédéterminées près de l'état stationnaire. Ce qui contraint $\lambda'(s_t)$:

$$\lambda'(\bar{s}) = -\frac{1}{\bar{S}} \quad (11)$$

L'équation (7) pour le taux sans risque et les deux conditions (10) et (11) nous permettent de définir de façon explicite l'état stationnaire de S en termes des paramètres du modèle et la fonction de sensibilité $\lambda(s_t)$ (Voir la preuve en annexe):

$$\bar{S} = \sigma \sqrt{\frac{\gamma}{1-\phi}} \quad (12)$$

$$\lambda(s_t) = \begin{cases} \frac{1}{\bar{S}} \sqrt{1-2(s_t - \bar{s})} - 1 & \text{si } s_t \leq s_{\max} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (13)$$

Avec $s_{\max} = \bar{s} + \frac{1}{2}(1 - \bar{S}^2)$ la valeur qui annule l'expression sous le radical.

Lorsqu'on substitue (13) pour $\lambda(s_t)$ dans (7), on obtient un taux sans risque constant :

$$r_t^f = -\ln(\delta) + \gamma g - \left(\frac{\gamma}{\bar{S}}\right)^2 \frac{\sigma^2}{2} \quad (14)$$

5. Détermination des prix des actifs.

Dans cette sous-partie, nous définissons deux actifs : l'un basé sur la consommation et l'autre sur les dividendes que nous désignerons respectivement par l'actif-C et l'actif-D, par souci de concision. L'individu représentatif choisit le chemin de consommation et l'allocation de portefeuille qui maximisent son utilité. Ce choix optimal doit satisfaire l'équation fondamentale d'évaluation des actifs, obtenue à partir de la condition de premier ordre du problème de maximisation :

$$E_t [M_{t+1} R_{t+1}] = 1 \quad (15)$$

L'actif-C donne droit au flux périodique de consommation, dont le rendement est défini de la façon suivante :

$$R_{t+1} = \frac{P_{t+1} + C_{t+1}}{P_t} \quad (16)$$

Lorsqu'on substitue M_{t+1} par (5) et R_{t+1} par (16) dans (15), on obtient :

$$\frac{P_t}{C_t}(s_t) = \delta G^{1-\gamma} e^{-\gamma(\phi-1)(s_t-\bar{s})} E_t \left[e^{[1-\gamma(1+\lambda(s_t))]v_{t+1}} \left(1 + \frac{P_{t+1}}{C_{t+1}}(s_{t+1}) \right) \right] \quad (17)$$

Dans une démarche qui rappelle celle de Lucas (1978), la résolution de cette équation doit nous donner le prix d'équilibre (ratio prix-consommation) en fonction de l'état de l'économie. Pour chaque valeur de s sur une grille préalablement définie, le modèle est résolu par intégration numérique de l'expression en $(t+1)$ en termes de v . Nous obtenons précisément le ratio prix-consommation (P/C) comme une fonction de s . À la différence de Mehra et Prescott (1985) qui ne fait pas de distinction entre les dividendes de l'action unitaire et la consommation, on définit un processus stochastique pour les dividendes faiblement corrélé avec la consommation. Ce faisant, nous créons un actif synthétique, l'actif-D, basé sur les dividendes :

$$\Delta d_{t+1} = g + w_{t+1}, w_{t+1} \sim i.i.d N(0, \sigma_w^2) \text{ et } corr(v_{t+1}, w_{t+1}) = \rho \quad (18)$$

On peut définir une équation en termes du ratio prix-dividende similaire à (17) ci-dessus :

$$\frac{P_t}{D_t}(s_t) = \delta G^{1-\gamma} e^{-\gamma(\phi-1)(s_t-\bar{s})} e^{\frac{1}{2}(1-\rho^2)\sigma_w^2} E_t \left[e^{[\rho \frac{\sigma_w}{\sigma} - \gamma(1+\lambda(s_t))]v_{t+1}} \left(1 + \frac{P_{t+1}}{D_{t+1}}(s_{t+1}) \right) \right] \quad (19)$$

III. Données et méthodologie

1. Source des données et méthodologie

Les données utilisées proviennent de la base de données CANSIM de Statistique Canada. Les données mensuelles boursières couvrent le mois de janvier 1961 à décembre 2009 et incluent l'indice S&P/TSX composé qui regroupe plus de 200 entreprises, les

rendements en dividendes (*dividend yield*) sur cet indice. Les données de taux sur les bons du trésor à trois mois, d'un usage répandu dans la littérature comme proxy de l'actif sans risque, présentent des valeurs manquantes. Nous choisissons, en lieu et place, les taux bons du trésor à 2 mois qui ont une moyenne historique sensiblement égale et n'affectent pas nos résultats, en l'espèce, puisque nous l'utilisons pour le calcul du rendement excédentaire moyen. Nous obtenons également de la même source les données trimestrielles de la consommation réelle en biens et services, de l'indice des prix à la consommation (IPC) mensuel et de la population de 1961 à 2009.

Nous pouvons ainsi calculer la consommation per capita en biens et services en divisant la consommation par la population. Les dividendes nominaux sont obtenus en multipliant le rendement en dividendes par le niveau de l'indice boursier de la période antérieure, puis sont divisés par l'IPC pour donner les dividendes réels. Le rendement total sur l'indice est calculé en prenant la somme de ses composantes, c'est-à-dire le gain de capital, calculé comme le taux de variation net de l'indice, et le rendement sous forme de dividendes.

2. Calibration

Nous suivons la démarche de Campbell et Cochrane (1999). Les valeurs des paramètres de la simulation présentées dans le tableau I sont choisies de façon à reproduire les statistiques empiriques. La log-croissance moyenne, g , est obtenu en prenant la moyenne historique du taux de croissance. L'écart-type σ de la log-croissance est obtenu similairement. Le log-rendement sans risque constant r^f est donné par la moyenne du taux réel historique sur les bons du trésor. La valeur du coefficient φ dans l'équation de transition est déterminée par le coefficient d'autocorrélation du ratio prix-dividende annuel. Nous fixons le paramètre γ de façon à reproduire le ratio de Sharpe obtenu dans les données. Les valeurs des trois derniers paramètres sont déduites à partir des valeurs fixées des autres paramètres.

Le choix du coefficient de corrélation entre la croissance de la consommation ρ est plus délicat comme l'observe Campbell et Cochrane (1999). Nous avons calculé ce

coefficient pour différents horizons de la consommation et des dividendes et différentes fréquences (trimestrielles et annuelles) et il en a résulté des valeurs entre 0.2 et 0.5 avec une prédominance pour les valeurs entre 0.3 et 0.4. Nous choisissons une valeur de 0.3. Notre démarche permettra d'établir que nous obtenons des niveaux de prix et similaires pour les deux actifs malgré la faible corrélation qui lie la croissance de leurs flux de revenus (Campbell et Cochrane, 1999, p.219). Le facteur d'actualisation subjectif δ est déduit du taux de l'actif sans risque r^f . Les deux derniers paramètres, l'état stationnaire \bar{S} et la borne supérieure S_{max} de S sont fonctions des autres paramètres. Notons enfin que les valeurs dans le tableau I sont exprimées en rythme annuel.

Tableau 1 : Choix des paramètres

Paramètres	Variable	Valeur
Prédéterminés:		
Croissance moyenne de la consommation (%)*	g	1.71
Écart-type de la croissance de la consommation (%)*	σ	1.14
Le log-rendement sans risque (%)*	r^f	2.32
Le coefficient de persistance*	φ	0.86
La courbure de l'utilité	γ	0.46
Écart-type de la croissance des dividendes (%)*	σ_w	10.78
Corrélation entre Δd et Δc	ρ	0.3
Facteur d'actualisation subjectif	δ	0.95
Consommation relative stationnaire	\bar{S}	0.021
Consommation relative maximale	S_{max}	0.034

Les noms de paramètres suivis du symbole « * » sont annualisés.

IV. Résultats

1. Résolution du modèle

À cette étape, nous utilisons une grille pour la variable d'état S_t , qui décrit les différents états de nature possibles dans notre économie. Nous dérivons les niveaux de prix, les moments ex-ante des rendements pour les deux types d'actifs définis et nous observons leur

évolution en fonction de la variable d'état. Ce qui nous permet de mieux décrire l'évolution des rendements au regard de la conjoncture économique et de la classe d'actifs.

La distribution de la consommation relative représentée à la figure 1 est obtenue en utilisant la forme continue du processus de s_t à l'équation¹. La valeur de gamma qui permet d'atteindre l'objectif que nous nous étions fixés, reproduire le ratio de Sharpe, nous donne une fonction de densité convexe et dont l'asymétrie est orientée vers la gauche. Cela traduit une probabilité faible pour les valeurs faibles de S (récessions) et une probabilité très élevée pour les valeurs élevées de S (expansions). La densité est particulièrement concentrée près de la borne supérieure avec une ampleur des valeurs extrêmes positives plus faible que celle des valeurs extrêmes négatives. On s'attend donc à une consommation relative dont le retour à la moyenne est relativement lent (Campbell et Cochrane, 1999, p.220).

Cette forme de la distribution est due à une valeur de gamma inférieure à 1 ($\gamma = 0.4651$). En utilisant une valeur de 2, comme Campbell et Cochrane (1999) dans leur calibration aux données annuelles, nous obtenons comme eux une distribution proche de la forme en « cloche » plus convenable : concave, à asymétrie orientée vers la gauche, mais dont la densité est moins concentrée aux extrêmes positives de la distribution. Le ratio de Sharpe dans les données canadiennes est plus faible, notre calibration exige donc une valeur plus faible du paramètre gamma.

¹ Voir l'annexe de Campbell et Cochrane(1998) non publiée.

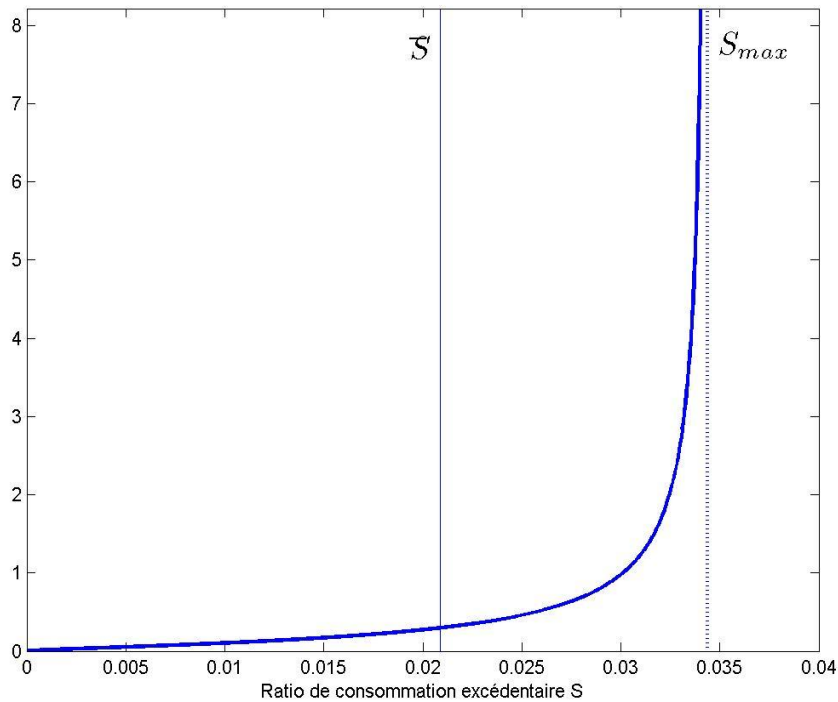


Figure 1. Distribution marginale de la consommation relative S

La figure 2 représente le ratio prix-dividende en fonction de la consommation relative pour l'actif-C et l'actif-D. Il y a une relation positive (procyclicalité) entre le ratio prix-dividende et la consommation relative pour toutes les catégories d'actifs, mais les courbes ont une forme concave. En période d'expansion, S augmente, l'agent représentatif a une aversion au risque faible et est plus susceptible d'acquérir l'un des actifs risqués dont il exige une faible prime de risque. Les prix augmentent à un taux plus élevé que les dividendes et la consommation, d'abord plus vite pour les valeurs faibles de S pour lesquelles l'individu est plus sensible aux perturbations de la consommation (en raison de la décroissance de la fonction de sensibilité $\lambda(s)$), puis moins vite à mesure que S augmente et que la sensibilité diminue.

Nous observons également que les prix pour les deux actifs sont similaires pour les valeurs faibles de S , mais que la différence s'accroît en faveur de l'actif D, à mesure que S augmente.

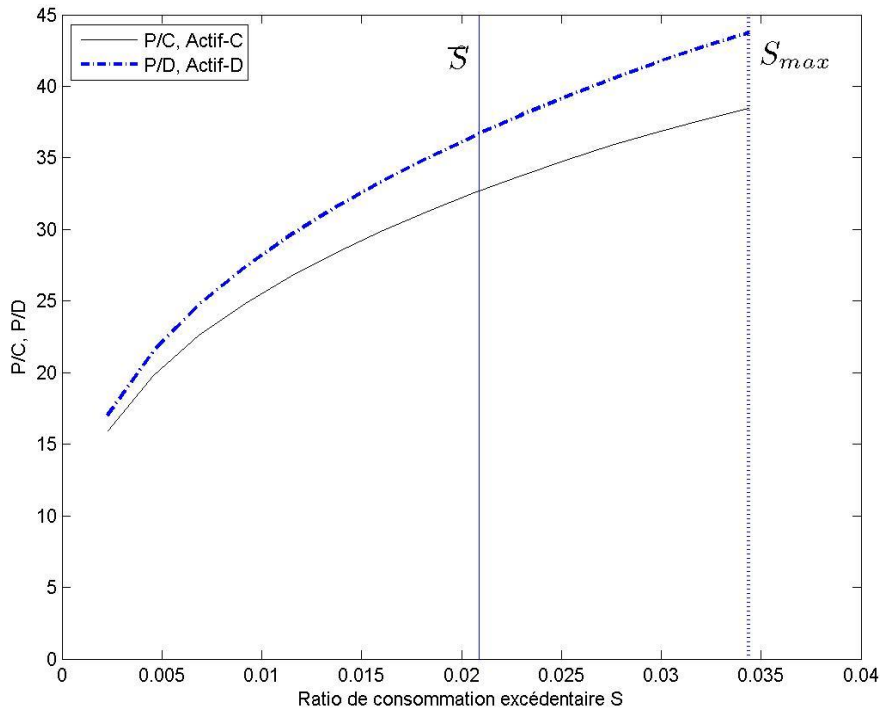


Figure 2. Ratios P/D en fonction de la consommation relative S

Dans la formule du ratio prix-dividende pour l'actif- D, la projection linéaire de w sur v a un coefficient supérieur à 1, trivialement, le coefficient pour l'actif-C. En raison de l'hypothèse de log-normalité de la consommation et des dividendes, la volatilité plus élevée du processus de dividendes transparait comme un facteur amplifiant dans l'équation du ratio prix-dividende de l'actif-D (voir l'équation(19)); d'où son niveau plus élevé.

L'espérance conditionnelle des rendements pour les deux actifs représentée à la figure 3 a une allure globalement décroissante. Cela corrobore notre discussion plus haut sur les mécanismes à l'origine de l'allure du ratio prix-dividende. On observe que les taux de rendement conditionnels baissent à mesure que la consommation relative augmente. Étant donné un taux sans risque constant, cela correspond à une prime de risque exigée plus faible à mesure que l'économie s'accroît ou dans l'autre sens, une baisse de S (récession) augmente la prime de risque exigée en raison de l'aversion au risque croissante. La prime de risque obtenue dans notre modélisation est contracyclique.

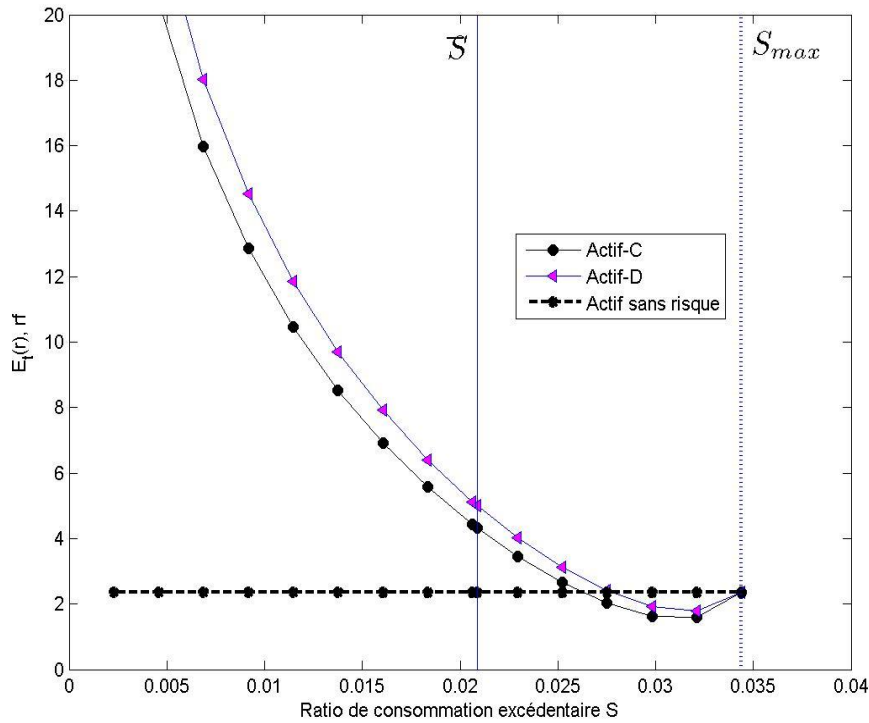


Figure 3. Espérance conditionnelle des rendements en fonction de S

Par ailleurs nous observons que les taux de rendement attendus sont très proches, voire impossible à identifier graphiquement pour les valeurs élevées de S , malgré la différence observée entre le ratio prix-dividende des deux actifs à la figure 2. Campbell et Cochrane (1999) ont également observé ce phénomène, mais avec des ratios prix-dividende similaires. Le rendement peut être réécrit en fonction des ratios prix-dividende et de la croissance des dividendes :

$$R_{t+1} = \frac{1 + P_{t+1}/D_{t+1}}{P_t/D_t} \frac{D_{t+1}}{D_t} \quad (20)$$

Le premier terme, le rapport, est assez proche pour les deux actifs dans la mesure où les deux ratios sont des fonctions similaires de s de sorte que le premier rapport est relativement proche. La différence provient du deuxième terme auquel l'individu est plus sensible en période de récession (S faible) (Campbell et Cochrane, 1999, p.222).

Enfin, pour certaines valeurs de la consommation relative, le taux de rendement exigé sur les deux actifs est inférieur au taux sans risque, donnant lieu à une prime de risque négative. Ce résultat n'est pas étranger à notre calibration pour γ qui est inférieure à la valeur choisie par Campbell et Cochrane (1999) et traduit une aversion au risque faible. Ce résultat peut être plus rigoureusement exprimé dans le cadre du modèle *CCAPM* ou d'un modèle du facteur d'actualisation stochastique M_t . Dans l'un ou dans l'autre, on peut dériver une borne inférieure pour la volatilité du facteur d'actualisation stochastique qui a de nombreuses implications pour la structure des rendements (voir l'équation (8)). À partir de cette inégalité, on arrive à déduire qu'une corrélation conditionnelle positive entre le facteur d'actualisation stochastique et les rendements permet d'obtenir une prime de risque négative, sans égard à son ampleur². Ainsi, plus élevée est la consommation relative, plus le rendement futur attendu est faible en raison de l'aversion décroissante au risque. Le redressement observé au niveau de la borne supérieure de S s'explique simplement par la sensibilité nulle au choc aléatoire futur dans cet état de nature. L'agent représentatif construit ses anticipations futures sur le rendement comme s'il s'agissait d'un actif sans risque. Cela correspond précisément à une corrélation nulle.

L'allure des écarts-types à la figure 4 est conforme à nos attentes. On observe que l'agent représentatif anticipe une volatilité plus forte pour l'actif-D que pour l'actif-C, le processus des dividendes étant plus volatil que la consommation. La forme des courbes des ratios de Sharpe à la figure 5 s'explique aisément en termes des courbes des rendements espérés et des écarts-types conditionnels. Les moments conditionnels des rendements de l'actif-D sont plus élevés, mais les rendements attendus le sont proportionnellement un peu plus que plus que les écarts-types conditionnels, d'où le léger détachement observé pour certaines valeurs du ratio de consommation excédentaire S . La calibration que nous avons choisie donne lieu à un prix du risque similaire pour un actif qui donne droit à des flux futurs de consommation et un autre actif qui promet des dividendes plus volatils et faiblement corrélés avec la consommation.

² Il s'agit précisément de la corrélation conditionnelle entre le facteur d'actualisation stochastique et le rendement excédentaire. Mais, le taux sans risque est constant de sorte qu'il peut être supprimé du terme de la corrélation.

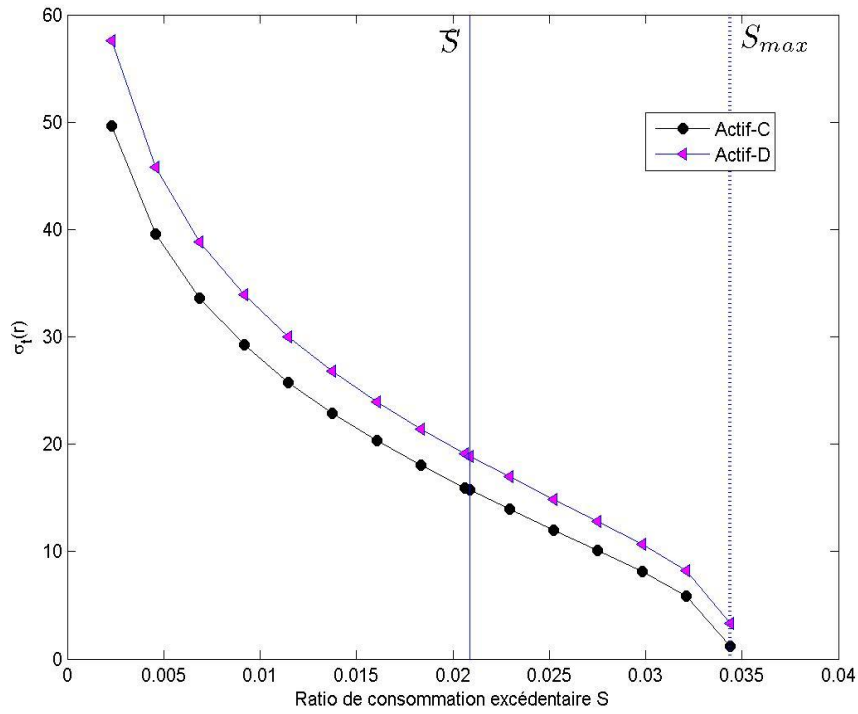


Figure 4. Écart-types conditionnels des rendements en fonction de S

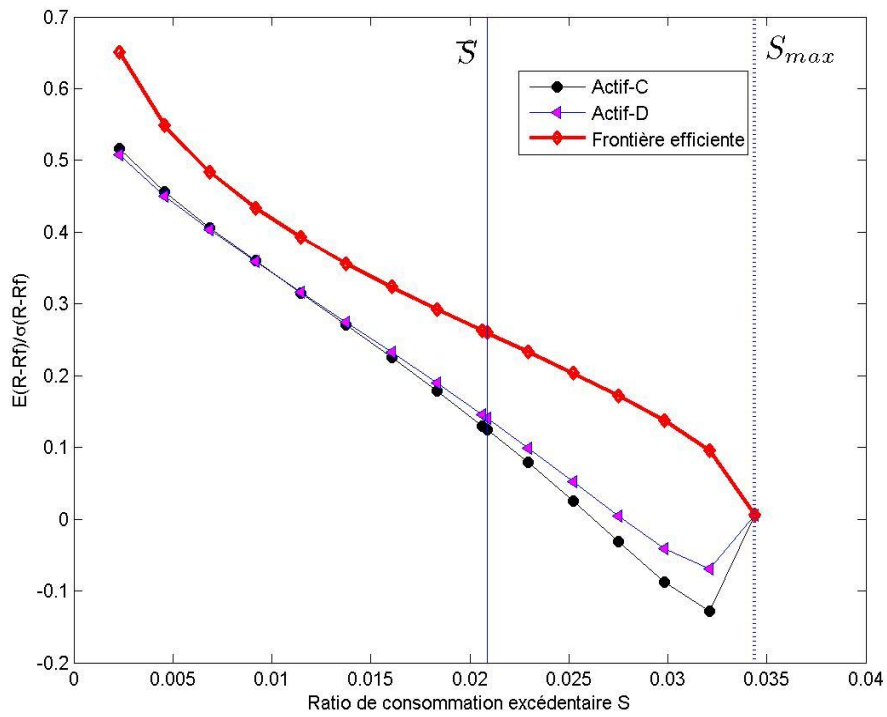


Figure 5. Ratios de Sharpe en fonction de S

2. Simulations

Nous utilisons dans cette sous-partie les résultats de l'étape précédente pour simuler les perturbations aléatoires de la croissance de la consommation et dériver des statistiques d'intérêt que sont les moments des séries obtenues ex-post: la prime de risque, le ratio prix-dividende et les rendements et que nous confrontons à leurs équivalents provenant des données canadiennes sur la période 1961-2009. Les simulations sont effectuées en fréquence annuelle pour 20 000 années. Le ratio prix-dividende annuel est le ratio de fin de période, c'est-à-dire, du dernier mois de l'année. Les résultats sont présentés dans le tableau 2.

En plus de comparer les statistiques obtenues à partir des données simulées et les données empiriques, il nous apparaît important de déterminer dans quelle mesure notre cadre d'analyse permet de reproduire la dynamique des variables sus-citées, notamment en termes de prévisibilité et de volatilité?

Tableau 2: Moyenne et écart-type des données empiriques et simulées

Statistique	Actif-C	Actif-D	Données (TSX &CANSIM)	Données (TSX 60)
$E(\Delta c)^*$	1.71		1.71	
$\sigma(\Delta c)^*$	1.14		1.14	
$E(r^f)^*$	2.32		2.32	
$E(r - r^f)$	2.85	2.55	2.34	9.73
$\sigma(r - r^f)$	19.54	22.35	16.27	19.40
$E(r - r^f) / \sigma(r - r^f)^*$	0.14	0.11	0.14	0.50
$E(R - R^f) / \sigma(R - R^f)$	0.19	0.18	0.21	5.41
$exp[E(p-d)]$	31	34.7	34.7	12
$\sigma(p-d)$	0.35	0.37	0.36	0.21

Les statistiques que nous cherchons à reproduire par la calibration sont marquées de l'astérisque «*».

Nos résultats présentés dans le tableau 2 reproduisent sans surprise la moyenne et l'écart-type du taux de croissance de la consommation, le taux sans risque moyen et le ratio de Sharpe. Ce ratio est calculé à partir des log-rendements de l'actif-C dans la lignée de Campbell et Cochrane (1999), en calibrant la valeur de γ . Le ratio, calculé à partir des rendements simples connaît une légère déviation par rapport aux données empiriques, mais demeure dans le même ordre de grandeur. Le paramètre gamma peut également être calibré pour l'actif-D, mais cela nécessiterait une valeur plus élevée.

Malgré notre succès en ce qui a trait au ratio, il en est autrement des termes du ratio entre les deux ensembles de données. Le rendement excédentaire moyen et son écart-type estimé par les simulations sont supérieurs à leurs équivalents dans les données canadiennes, mais reste dans le même ordre de grandeur. En ce sens, notre succès est moins retentissant que celui de Campbell et Cochrane (1999) qui avait réussi à répliquer exactement les statistiques empiriques pour la moyenne et l'écart-type. Le modèle produit également des statistiques pour le ratio prix-dividende relativement proches des données empiriques. À ce chapitre, dans le cas du ratio prix-dividende pour l'actif-D, il y a une réplification quasi-parfaite des moments observés dans les données empiriques.

Le tableau 3 présente l'autocorrélation des différentes séries : le ratio-prix-dividende et le rendement excédentaire. L'autocorrélogramme du ratio prix-dividende est quasi-identique pour les deux actifs, mais l'autocorrélation observée dans les données pour quasiment tous les ordres est plus élevée. On constate une évolution décroissante de la fonction d'autocorrélation, conforme à ce qui a déjà été répertorié (Campbell et Cochrane, p.226), mais également une persistance de la corrélation positive. En effet, jusqu'à l'ordre 7, cette autocorrélation demeure significativement positive. Cela traduit une non-stationnarité ou une persistance des prix observée dans les données qui est reproduite dans les données simulées.

Dans le cas des rendements excédentaires, nous observons, à l'exception du premier retard, une autocorrélation négative et faible dans les deux ensembles (données simulées et empiriques); l'autocorrélation de l'actif-D étant légèrement plus élevée. Ce qui suggère un retour fréquent à la moyenne qui pourrait traduire la stationnarité du processus sous-jacent, sous conditions de tests supplémentaires. Ces caractéristiques des séries de prix et de

rendements ont déjà été abondamment traitées dans la littérature (Campbell et.al, 1997). L'autocorrélation dans les rendements absolus est légèrement plus faible dans le cas de l'actif-D, en raison de sa volatilité supplémentaire mais demeure plus élevée que celle observée dans les données empiriques. La persistance de l'autocorrélation positive devrait être interprétée comme un indicateur d'hétéroscédasticité des rendements (Campbell et Cochrane, 1999, p.227).

Tableau 3: Autocorrélation des données simulées et empiriques

Variable et source	Retard						
	1	2	3	4	5	6	7
<i>p-d :</i>							
Actif-C	0.84	0.85	0.59	0.50	0.42	0.36	0.30
Actif-D	0.84	0.71	0.59	0.50	0.42	0.36	0.30
Données (composite)	0.86	0.76	0.69	0.63	0.51	0.46	0.39
<i>r- r^f :</i>							
Actif-C	-0.037	-0.056	-0.066	-0.038	-0.045	-0.025	-0.031
Actif-D	-0.041	-0.060	-0.067	-0.039	-0.046	-0.026	-0.032
Données (composite)	0.15	-0.056	-0.068	-0.12	-0.078	-0.032	-0.16
$\sum_{i=1}^j \rho(r_t, r_{t-i}) :$							
Actif-C	-0.038	-0.093	-0.16	-0.20	-0.24	-0.27	-0.30
Actif-D	-0.041	-0.10	-0.17	-0.21	-0.25	-0.28	-0.31
Données (composite)	0.15	0.091	0.023	-0.099	-0.18	-0.20	-0.37
<i>/r/ :</i>							
Actif-C	0.27	0.23	0.19	0.16	0.12	0.10	0.082
Actif-D	0.25	0.22	0.18	0.15	0.12	0.096	0.079
Données (composite)	0.055	0.11	0.11	0.030	0.088	-0.076	0.069

Dans le tableau 4, la corrélation négative décroissante en terme des périodes subséquentes entre le log-ratio prix-dividende et le rendement excédentaire avancé est similaire dans le cas des deux actifs, mais est à un ordre de grandeur de 10 fois plus élevée que dans les données canadiennes. À l'opposé des données simulées, la faible corrélation empirique est le reflet d'une faible preuve en faveur de la prévisibilité des rendements de court terme maintes fois soutenues dans la littérature liée à ce thème (Campbell et Shiller, 1988a; 1988b; Schmitz, 1996). Notre modèle suggère par contre une prévisibilité relativement élevée. Nous revenons sur cette question plus loin, dans le contexte des rendements de long terme.

Le choix de traiter de la prévisibilité des rendements excédentaires plutôt que des rendements réels a l'avantage de permettre de neutraliser les erreurs de mesure potentielles dans le taux d'inflation susceptibles d'affecter la validité de nos conclusions. Campbell et Shiller (1988b, p.665) trouvent pour un certain nombre de régresseurs que les rendements excédentaires sont légèrement moins prévisibles que les rendements réels à différents horizons, mais les résultats sont qualitativement similaires.

La corrélation négative et significative entre le ratio prix-dividende et les rendements excédentaires absolus traduisent une relation entre les moments conditionnels d'ordre 1 et 2 des rendements excédentaires dans la pure logique des modèles de volatilité conditionnelle (Campbell et al, 1997, p.496-p.498). Une volatilité future des rendements plus élevée impliquerait un rendement attendu plus élevée et des prix faibles, toute chose égale. Cette interprétation est d'ailleurs en grande partie corroborée par la corrélation négative observée entre les rendements excédentaires et leur valeur absolue pour un certain nombre de retards. Ce phénomène est plus marqué dans les données simulées.

Tableau 4: Corrélations croisées des données simulées et empiriques

Variable et source	Avance						
	1	2	3	4	5	6	7
<i>$p_t - d_t, r_{t+j}^e$</i>							
Actif-C	-0.37	-0.32	-0.27	-0.22	-0.18	-0.15	-0.13
Actif-D	-0.34	-0.30	-0.25	-0.21	-0.18	-0.14	-0.12
Données (composite)	-0.017	-0.079	-0.071	-0.064	-0.038	0.004	-0.009
<i>$p_t - d_t, r_{t+j}^e$</i>							
Actif-C	-0.66	-0.55	-0.46	-0.39	-0.33	-0.27	-0.23
Actif-D	-0.63	-0.53	-0.44	-0.37	-0.31	-0.26	-0.22
Données (composite)	-0.003	0.051	0.085	0.12	0.12	0.11	0.14
<i>r_{t+j}^e, r_{t+j}^e</i>							
Actif-C	-0.14	-0.11	-0.094	-0.076	-0.078	-0.053	-0.051
Actif-D	-0.16	-0.12	-0.10	-0.083	-0.083	-0.057	-0.055
Données (composite)	-0.20	-0.13	-0.15	0.024	-0.016	0.004	0.03

Nous en venons à la question de la prévisibilité de long terme des rendements directement liée aux résultats du tableau 5. Les rendements excédentaires à différents horizons sont régressés sur le log-ratio prix-dividende et sur une constante. Les coefficients de la régression et le coefficient de détermination de la régression sont présentés pour chaque régression. Cette relation linéaire peut être dérivée à partir d'un modèle d'actualisation des flux de revenus futurs. Elle implique que pour une action, le prix observé doit être le reflet d'anticipations futures de dividendes plus élevés et/ou de rendements ou taux d'actualisation attendus plus faibles (Campbell et al., 1997, p.263) ou

encore en termes strictement économétrique, que le niveau de prix retardé a un pouvoir explicatif sur les rendements actuels³.

Tableau 5: Régressions des rendements de long terme

Horizon	Actif-C		Actif-D		Données (composite)	
	10x coefficient	R ²	10x coefficient	R ²	10x coefficient	R ²
1	-2.077	0.14	-2.061	0.12	-0.16	0.001
2	-3.91	0.25	-3.88	0.22	-0.19	0.001
3	-5.45	0.34	-5.42	0.3	-0.014	0.000
4	-6.71	0.42	-6.67	0.36	0.02	0.000
5	-7.78	0.47	-7.72	0.41	0.82	0.013
6	-8.65	0.52	-8.59	0.46	1.57	0.048
7	-9.39	0.56	-9.33	0.49	1.84	0.07

Amélioration de la prévisibilité : similaire pour les données empiriques trimestrielles

Les résultats montrent clairement que la valeur des coefficients et le R² affiche une tendance croissante selon l'horizon des rendements aussi bien dans les données empiriques que simulées. La faiblesse des coefficients de la régression du R² dans le cas de l'actif-D dans les données canadiennes est particulièrement notable. Dans le cas des données empiriques, ce n'est qu'à partir de l'horizon 5 que le log-ratio semble avoir un pouvoir explicatif et que le R² a la même évolution que dans les simulations. La faiblesse des R² des régressions de long terme n'est en fait qu'un prolongement de la faible corrélation observée entre les rendements de court terme et le log-ratio prix-dividende dans le tableau 4.

³Ce raisonnement est clairement visible à travers une approximation de l'équation de la valeur présente à taux

variables inspirée de Campbell et Shiller (1988a) : $p_t - d_t = \left[\sum_{j=1}^{\infty} \rho^j [\Delta d_{t+j} - r_{t+j}] \right]$

Un calcul rapide des statistiques t de student pour les données empiriques montre que les coefficients de la régression ne sont pas significatifs. La valeur la plus élevée est 1.75 avec pour certains horizons un niveau proche de 0. Mais l'inférence sur la base de cette statistique présente un risque en raison de la possibilité d'hétéroscédasticité, d'ailleurs suggérée par les résultats du tableau 3. On serait tenté d'interpréter ces résultats comme un rejet ou au moins comme une faible preuve en faveur de la prévisibilité.

Cependant, dans les tests de la prévisibilité des rendements, il a été observé que les régressions des rendements périodique (horizon 1) produisent typiquement un faible R^2 , cependant moins drastique que ce que nous observons ici, un biais négatif dans l'estimation des paramètres et une tendance au rejet par les tests lorsque la variable explicative est persistante (Cochrane, 2008, p.1534). Dans ce contexte, le régresseur par excellence est un ratio d'évaluation, en général le log-ratio dividende-prix ou une variante (log-ratio prix-dividende dans cette recherche). Le tableau 3 suggère une non-stationnarité ou une persistance du ratio prix-dividende. La faiblesse des coefficients et du R^2 des régressions de long terme pourrait traduire la présence d'un biais négatif (positif dans notre cas : $p_t - d_t = -(d_t - p_t)$). Il a été estimé que le biais maximal peut être de l'ordre de 0.03 (Campbell, 2008, p.6), ce qui est loin d'être négligeable si l'on se fie aux valeurs des coefficients du tableau 5. Cette estimation ne donne qu'une borne supérieure du biais et ne permet pas d'inférer son ampleur.

Tableau 6: Décomposition de la variance des prix

Source	Rendement (%)	Dividendes (%)
Actif-C	97	1
Actif-D	96	3
Données trimestrielles	2	29
Données annuelles	29	379

Nous essayons également de décrire les sources de volatilité des prix à travers le tableau 6. La décomposition de variance s'appuie sur le résultat que la variance du log-ratio prix-

dividende est la somme pondérée de la covariance avec la croissance future des dividendes et de la covariance avec l'opposé des log-rendements⁴.

Ce résultat est obtenu par une approximation linéaire de l'identité : $E_t(R_{t+1}^e - 1)R_{t+1}^e = 1$ autour du ratio prix-dividende moyen. La contribution pour chaque composante est donnée par le rapport entre la somme des covariances et la variance (Campbell et Cochrane, p.229) s'inspirant de la méthode élaborée dans Cochrane (1992) :

$$\frac{\sum_{j=1}^{\infty} \rho^j \text{cov}(p_t - d_t, x_{t+j})}{\text{var}(p_t - d_t)}, x_t = d_t \text{ ou } -r_t \quad (21)$$

où $\rho = \frac{P/D}{1 + P/D}$ est le point de linéarisation

À l'horizon 20, nous observons trois différences notables entre les données simulées et les données empiriques. La première est liée à la somme des covariations, qui est proche de 100 pour les deux actifs, signifiant qu'à un horizon suffisamment long, les rendements et les dividendes permettent d'expliquer la volatilité des prix. La deuxième différence, dans les données empiriques annuelles, la contribution totale des covariations est trois fois supérieure à la volatilité des prix. Lorsque qu'on choisit des horizons inférieurs, 8 et 9 par exemple, la contribution totale est respectivement de 87% et 108%. La dernière différence qui a des implications majeures provient de l'importance relative des rendements et des dividendes dans la volatilité. Ainsi, l'analyse des données empiriques montrent que les dividendes ont la contribution la plus importante à la volatilité des prix, tandis que les données simulées du modèle de Campbell et Cochrane (1999) suggère que la principale source de la variabilité des prix provient des anticipations de rendements. En somme, À l'horizon 9, dans les données canadiennes, la croissance des dividendes de long terme permet de rendre compte de la volatilité du ratio prix-dividende, alors que pour les deux actifs simulés, le total est atteint autour de l'horizon 20 en raison de la variation temporelle des rendements. Comment expliquer des différences aussi drastiques entre les deux ensembles de données?

⁴Ce résultat peut être dérivé de l'équation de la valeur présente à la note de bas de page 3 :

Tout d'abord, ce résultat fait écho à la faible preuve en faveur de la prévisibilité des rendements discutée précédemment. Cochrane (2008) soutient, simulations à l'appui, que la tendance au rejet prévisibilité des rendements peut être causée par des biais des estimateurs et refléter un manque d'efficacité des régressions comme procédure permettant de détecter la prévisibilité. En particulier, il montre que le (rejet) test de la prévisibilité de la croissance des dividendes dans le cadre d'un VAR a plus de validité. Son raisonnement est le suivant : si les rendements sont non prévisibles, alors la croissance des dividendes doit être prévisible pour être cohérente avec le ratio dividende-prix.

Si nous nous référons à l'argumentation de Cochrane (2008) ci-dessus, notre spécification du modèle implique que la croissance des dividendes est non prévisible (Voir l'équation (18)). La conséquence de ce résultat est prévisible : la source de volatilité du ratio prix-dividende provient des prévisions des rendements; autrement dit, les rendements sont prévisibles. D'où l'écart entre les deux ensembles de données. Par contre, les données canadiennes conduisent à une conclusion aux antipodes de ce résultat. En particulier, la troisième différence que nous avons relevée suggère que la croissance des dividendes est prévisible (Cochrane, 1992, p.259). Ces différences ne retrouvent dans Campbell et Cochrane (1999) qui attribue la volatilité des prix aux rendements. Pour confirmer ces résultats, nous effectuons la régression des dividendes à différents horizons sur le ratio prix-dividendes que nous présentons dans le tableau 7 qui a la même structure que le tableau 5.

Globalement, les résultats sont diamétralement opposés à ceux du tableau 5 pour les rendements. Les régressions montrent que la croissance de la consommation et des dividendes simulées, conformément à notre spécification ne sont pas prévisibles. En effet, les coefficients ont le signe attendu mais ont R^2 faible à tous les horizons. Dans les données annuelles par contre, la prévisibilité initialement faible à court terme (l'horizon 1) s'améliore au fur et à mesure que l'horizon évolue. À l'horizon 8, jusqu'à 21% de la variation des dividendes sont expliqués. Cet examen des régressions tend à suggérer les modèles classiques de valeur actuelles, aussi appelés modèles de marchés efficients (*Efficient Market Models*) qui décrivent les prix comme la valeur présente des dividendes actualisés à taux constant, seraient valides. Ce qui nous ramène à notre discussion précédente sur la prévisibilité des rendements.

Tableau 7: Régressions des dividendes de long terme

Horizon	Actif-C		Actif-D		Données (composite)	
	10 x coefficient	R ²	10 x coefficient	R ²	10 x coefficient	R ²
1	-0.002	0.00008	-0.007	0.00007	0.63	0.043
2	-0.007	0.00029	-0.02	0.00026	1.21	0.063
3	-0.011	0.00041	-0.029	0.00037	1.58	0.063
4	-0.013	0.00042	-0.034	0.00038	2.14	0.09
5	-0.015	0.00048	-0.041	0.00045	2.61	0.11
6	-0.018	0.00052	-0.046	0.00048	3.38	0.16
7	-0.021	0.00062	-0.054	0.00057	4.03	0.2
8	-0.022	0.00053	-0.056	0.00047	4.77	0.21

Ce résultat contredit plusieurs recherches antérieures sur les données canadiennes. Carmichael et Samson (1996, p.606) dans une analyse conjointe des rendements boursiers américains et canadiens trouvent que les derniers sont prévisibles mais moins que les premiers et le deviennent autant lorsque des variables américaines sont incluses dans l'analyse, ce qui pointerait, sous l'hypothèse d'intégration, non vers une absence de prévisibilité des rendements, mais plutôt une insuffisance des variables économiques canadiennes à expliquer la dynamique des rendements boursiers. Schmitz (1996) observe des phénomènes similaires aux données américaines complètement opposés qui correspondent à nos données simulées : faible prévisibilité à court terme qui s'améliore avec l'horizon de mesure. Encore une fois, le rejet de la prévisibilité des rendements doit être sujet à caution.

Comme le souligne formellement Campbell et Cochrane (1999,2000), la principale raison des difficultés du modèle *CCAPM* à rendre compte d'une évolution conjointe de la consommation et des rendements provient de la faible corrélation entre ces deux variables observée dans les données contradictoire avec le modèle *CCAPM* (Breedon, 1979, p.265).

Tableau 8: Corrélation entre la croissance de la consommation et le rendement des actions

Corrélation	Modèle annuel		Données empiriques	
	Actif-C	Actif-D	Trimestrielle	Annuelle
$r_t^e, \Delta c_{t-2}$	-0.12	-0.11	0.003	-0.11
$r_t^e, \Delta c_{t-1}$	-0.10	-0.096	0.016	-0.23
$r_t^e, \Delta c_t$	0.70	0.74	0.075	0.086
$r_t^e, \Delta c_{t+1}$	0.012	0.011	0.27	0.49
$r_t^e, \Delta c_{t+2}$	-0.007	-0.008	0.091	-0.11

La corrélation croisée entre les rendements des actifs et la croissance de la consommation avancée et retardée, aussi bien pour chaque actif que pour les données empiriques, est présentée dans le tableau 8. La comparaison avec les données annuelles montre qu'il y a coïncidence des signes des corrélations. Mais il y a des différences à plus d'un titre. La corrélation contemporaine est la plus élevée dans les données simulées. Les rendements pour les deux actifs sont plus fortement corrélés avec la croissance retardée de la consommation que la consommation avancée alors que l'inverse est observé dans les données annuelles. Cependant, si on considère l'écart-type asymptotique des coefficients de corrélation est donnée par $1/\sqrt{T}$, aucun n'est significatif aux niveaux de test usuel.

La corrélation dans les données annuelles est plus élevée que dans les données trimestrielles. L'agrégation temporelle aurait des effets sur la corrélation. Ce qui suggère une interprétation prudente des résultats. De façon générale, la corrélation est assez faible entre les rendements et la croissance de la consommation à l'opposé des implications du modèle *CCAPM* classique et le modèle n'arrive pas à reproduire les caractéristiques empiriques de la relation entre les rendements et la croissance de la consommation.

Tableau 9: Corrélation du facteur d'actualisation stochastique avec différentes variables

	Croissance de la consommation	Actif-C	Actif-D
Annuel	-0.64	-0.84	-0.84

Dans le tableau 9, on observe paradoxalement que le facteur d'actualisation stochastique est plus fortement corrélé avec les rendements des actifs simulés qu'avec la croissance de la consommation qui en est pourtant une composante. Le facteur d'actualisation stochastique est le produit de la croissance de la consommation relative et de la croissance de la consommation élevée à une puissance (Voir équation (5)). En fait, la volatilité du premier terme brouille la forte corrélation entre les deux variables observée dans le *CCAPM* classique.

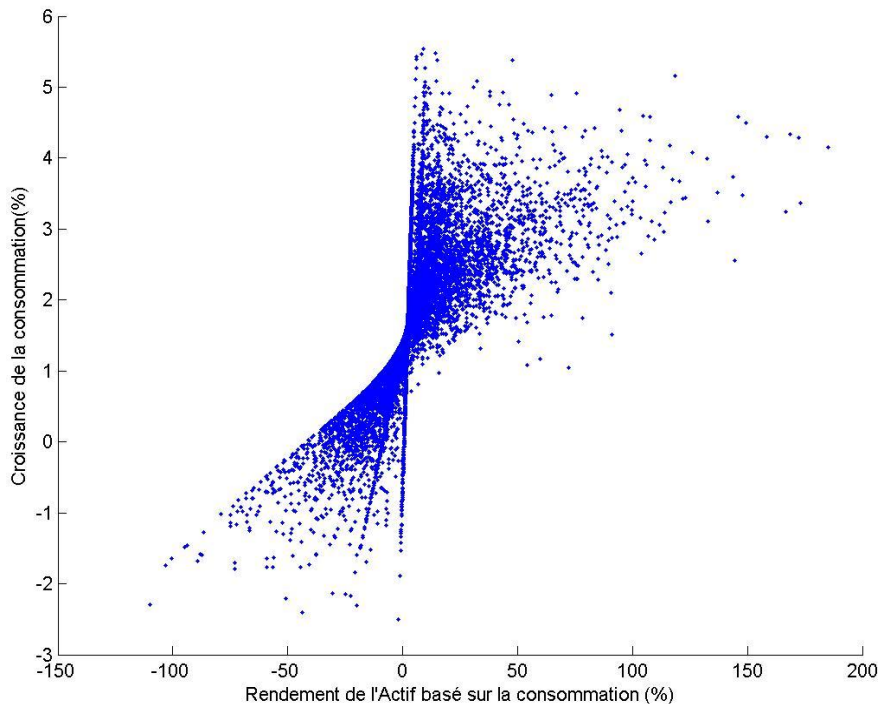


Figure 6. Croissance de la consommation simulée en fonction du rendement

Le nuage de points de la figure 6 traduit une relation contemporaine positive forte telle qu'observée dans le tableau 9 entre la croissance de la consommation et les rendements, mais présente une partie particulièrement effilée en son milieu qui lui donne une forme en « entonnoir ». La concentration des points est la plus élevée dans cette zone et semble circonscrite dans un espace limitée par deux droites qui se croisent au milieu du nuage. Cela correspondrait en fait aux deux bornes de la consommation relative (Campbell et Cochrane, 1999, p.233). Dans le modèle *CCAPM*, classique, sous l'hypothèse de log-normalité de la consommation et des rendements, la log-croissance de la consommation et le log-rendement espéré conditionnel sont parfaitement corrélés. Cependant, dans cette spécification, nous invoquons la même raison que celle du tableau 8, à savoir l'effet croissance brute de la consommation relative. La corrélation reste cependant très élevée.

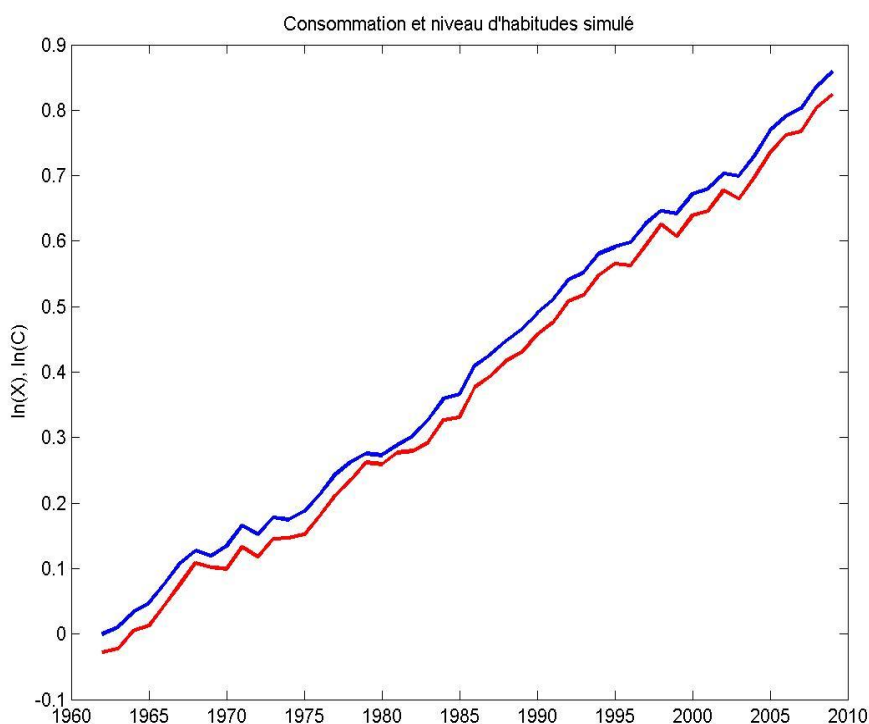


Figure 7. Croissance de la consommation simulée en fonction du rendement

Nous revenons sur notre propos du début de la deuxième partie où nous avons présenté le modèle et les implications en ce qui a trait à la consommation et aux habitudes.

Afin de bien visualiser la relation entre le niveau de consommation et celui des habitudes, décrite dans la première partie, nous construisons à partir des données simulées de la consommation une série pour la croissance cumulative de la consommation. De cette série et celle de la consommation relative, nous déduisons une série pour la croissance cumulée du niveau d'habitudes. Cette série est représentée sur la figure 7 en parallèle avec celle de la consommation. On observe, comme l'implique la formulation du modèle que, la croissance cumulée des habitudes reste en tout point inférieure à celle de la consommation et suit de près son évolution, traduisant un ajustement des habitudes en termes des flux de la consommation passée.

Nous avons au début de cette partie montré que les simulations du modèle permettent de reproduire les moments des prix et des rendements observés empiriquement. Nous nous intéressons maintenant à la capacité du modèle à reproduire les mouvements des prix des actions sur la période concernée.

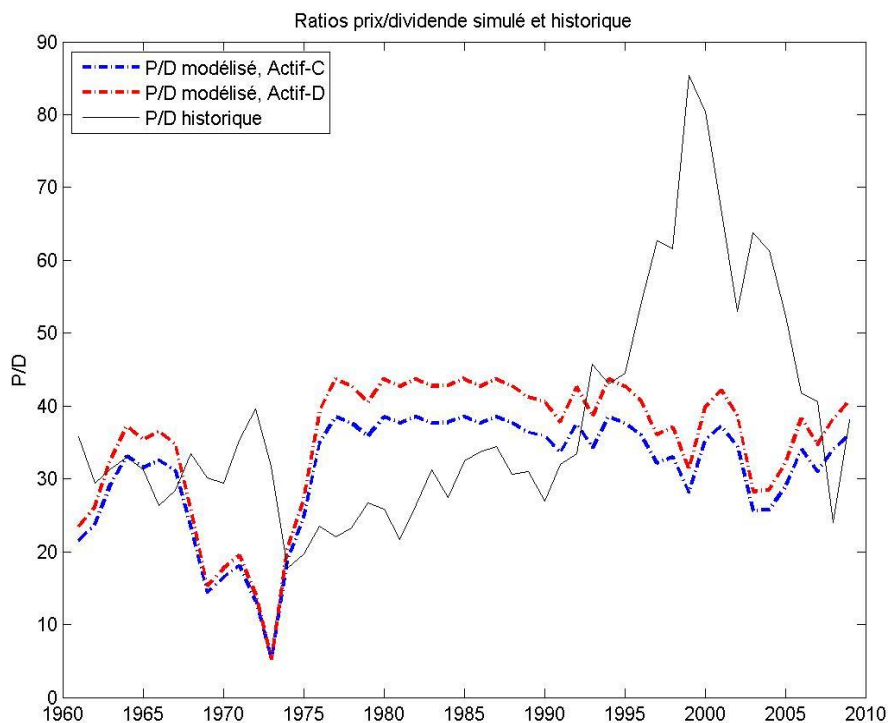


Figure 8. Ratios P/D simulé et historique

La figure 8 montre que les résultats ne sont pas concluants. Le modèle arrive à reproduire les mouvements des prix seulement pour une partie de la première décennie 1961-1970 et partiellement à fin de la période étudiée. Dans la période 1975-1990, le modèle surestime le niveau des prix pour la période 1975-1992 et sous-estime largement les prix pour la période 1995-2007. Le pic pour toute la période correspond au sommet de la bulle technologique en 2000 conjointement à un pic de la consommation. La deuxième moitié de la décennie 90 été marquée par une envolée des cours qui n'a pas de contrepartie en termes de la consommation. À partir de 2004, on a une hausse de la consommation qui n'est pas répercutée dans les prix comme l'implique notre modèle. Globalement, le modèle reproduit qualitativement certains mouvements des prix, mais la déviation est importante, en milieu de période et surtout pour la dernière période mentionnée.

Cet échec conduit nécessairement à poser la question de la spécification du choc de la consommation. La définition d'une log-croissance constante est équivalente à une spécification de la log-consommation comme une marche aléatoire qui a l'inconvénient de restreindre l'autocorrélation du processus à un seul ordre. D'autres choix de spécifications possibles permettant d'appréhender les ordres plus élevés pourraient être envisagés.

V. Discussion

1. Intuition du modèle

Pour montrer clairement l'apport de la spécification des habitudes, nous abordons le paradoxe de la prime de risque dans une autre perspective, celle de Hansen et Jagannathan (Danthine et Donaldson, p180). Dans un cadre général indépendant des préférences, ils dérivent une borne supérieure au ratio de Sharpe, la prime par unité de risque qui révèle que, sur la base de valeurs des paramètres plausibles, la faible volatilité du facteur d'actualisation stochastique dans le modèle classique : induite par les données de la consommation agrégée est à la source du paradoxe.

Dans le *CCAPM* classique, il est uniquement déterminé par le taux de croissance de la consommation : $M_{t+1} = \delta (C_{t+1}/C_t)^{-\gamma}$

Dans la spécification retenue dans notre recherche, cette expression est multipliée par la croissance de la consommation relative élevée à une puissance, ce qui permet d'augmenter sa variabilité. Campbell et Cochrane (1999) parle de mécanisme amplificateur. Le ratio de Sharpe maximal est obtenu à partir de la borne de Hansen et Jagannathan :

$$\max \frac{E_t(R_{t+1}^e)}{\sigma_t(R_{t+1}^e)} = \frac{\sigma_t(M_{t+1})}{E_t(M_{t+1})} = \sqrt{e^{\eta^2 \sigma^2} - 1} \approx \eta \sigma \quad (22)$$

Pour le modèle à spécification externe des habitudes, nous reprenons l'équation (9) :

$$\max \frac{E_t(R_{t+1}^e)}{\sigma_t(R_{t+1}^e)} = \sqrt{e^{\gamma^2 \sigma^2 [1 + \lambda(s_t)]^2} - 1} \approx \gamma \sigma [1 + \lambda(s_t)] \quad (23)$$

En choisissant les statistiques dans les données empiriques, on obtient comme ratio de Sharpe de 0.14, on en déduit pour le *CCAPM* classique à l'état stationnaire \bar{S} une valeur de 12 pour γ . Le consensus dans la littérature sur une valeur de gamma proche de 1 a conduit à nommer cette incohérence le paradoxe de la prime de risque. Dans le second cas, nous obtenons une valeur de 0.46 plus raisonnable bien que très faible. Cela s'explique par le fait que la prime de risque est dans les deux cas une fonction croissante du coefficient d'aversion au risque. Cependant, avec formation d'habitudes, il est variable dans le temps et augmente en période de récession (S_t faible) de sorte que le coefficient d'aversion relative au risque peut être maintenu à un niveau élevé tout en fixant le paramètre γ à un niveau raisonnable. Ainsi il est donné par :

$$\text{CRRA} = \frac{\gamma}{S_t}$$

À l'état stationnaire \bar{S} il s'élève à 22.

Nous avançons quelques pistes de réflexion pour les insuffisances du cadre d'analyse utilisé et relevons d'autres orientations de la recherche.

2. Faiblesses de la spécification

Le modèle pourrait faire l'objet d'une remise en cause due pour deux raisons : d'une part le niveau élevé de l'aversion au risque (22) obtenue par la calibration, bien que γ soit faible, comme le reconnaissent les auteurs (Campbell et Cochrane, p243); d'autre part, sa variabilité dans le temps. L'argument principal utilisé par les auteurs est l'imprécision dans l'estimation de l'aversion au risque. Mais la recherche liée à cette thématique se focalise sur des valeurs plus faibles depuis Mehra et Prescott (1985) qui ont restreint les valeurs plausibles de ce coefficient entre 1 à 10 sur la base de plusieurs études microéconomiques. Par ailleurs, Li (2008) dans une modélisation similaire à Campbell et Cochrane (1999) arrivent à montrer qu'un niveau raisonnable et constant (environ 2) du coefficient d'aversion au risque permet de rendre aussi bien compte qu'eux des phénomènes empiriques pour les prix et les rendements. Par contre, il utilise un ratio de la consommation et du niveau d'habitudes contrairement à la recherche originale, qui utilise une différence. Le débat sur la cohérence d'un coefficient d'aversion au risque variable reste entier.

Wirjanto (1997) a estimé un effet des habitudes, à partir des données agrégées de la consommation et des rendements boursiers canadiens, qui n'est plus significatif lorsqu'on prend en compte l'effet des contraintes de liquidité. D'autres travaux s'appuient sur des méthodes bayésiennes qui aboutissent à une faible plausibilité des modèles à spécification d'habitudes. Les preuves contre ces modèles, recensées dans plusieurs recherches proviendraient du fait que la volatilité supplémentaire que génère ces modèles n'a aucun apport explicatif pour le facteur d'actualisation stochastique (Gordon et Samson, 2002, p.603). Se prononcer sur le rejet de la sous-classe des modèles avec formation d'habitudes ou de la spécification particulière choisie par les auteurs à partir de ces résultats reste incertain.

Enfin, une faiblesse intrinsèque à ces recherches est qu'elles se basent sur des données agrégées qui sont susceptibles de contenir des erreurs de mesure notamment dans les dividendes et dont l'agrégation aussi bien temporelle qu'en coupe transversale est susceptible de créer des effets illusoires. À cela s'ajoutent l'application des techniques économétriques conçues pour des échantillons de grande taille à des échantillons de petite

taille qui peuvent être source d'inférences invalides telles que les biais dans l'estimation, la faible puissance dans les tests.

3. Mise en perspective.

La recherche s'oriente également sur des facteurs internationaux de la dynamique des cours boursiers. Chiang et Chiang (1996) pointent un effet international du marché boursier américain et du marché des changes canadiens sur la volatilité du marché boursier canadien. D'autres études modélisent le Canada comme une petite économie ouverte sous l'influence des chocs internationaux surtout des États-Unis et testent l'hypothèse d'intégration financière contre celle de segmentation des marchés financiers nord-américains. Retenons que plusieurs de ces études trouvent des résultats en faveur de l'hypothèse d'intégration, dont certaines avec des canaux de transmission à travers l'économie réelle. Lahrech (2009) utilise un modèle de cointégration à correction d'erreur pour montrer que l'effet des agrégats économiques américains (PIB, niveau de prix, masse monétaire) et des cours boursiers américains sur les variables canadiennes correspondantes dépend de la phase du cycle économique aux États-Unis. Certains des modèles utilisés sont purement statistiques et ne peuvent être liés à un cadre théorique tel que le *CCAPM* ou même le *CAPM*. Kia (2003) trouve, à partir d'un modèle de valeur actualisée de flux de revenus, que des variables macroéconomiques (indices de production industrielle, indices boursiers, indices de prix et taux d'intérêt) pour le Canada et les États-Unis et le cours des matières premières ont un pouvoir explicatif sur la volatilité de rendements canadiens. Carmichael et Samson (1996) montrent que des variables économiques telles que la croissance du PIB ou le taux d'intérêt ont un pouvoir explicatif pour les deux pays et suggère prudemment l'hypothèse d'intégration.

VI. Conclusion

Nous avons utilisé certaines implications du modèle de Campbell et Cochrane (1999) pour montrer que la spécification externe d'habitudes non linéaires permettait d'obtenir un ratio de Sharpe et un coefficient d'aversion au risque variable dans le temps et contra-cyclique, permettant de mieux rendre compte de la prime de risque que le modèle classique *CCAPM*. La calibration était conditionnée à la reproduction de certaines statistiques empiriques : la moyenne et l'écart-type de la log-croissance de la consommation, le ratio de Sharpe sur la période 1961-2009.

Nous avons réussi à reproduire les moments empiriques pour les prix des actifs, mais pas les moments des rendements qui étaient légèrement surévalués dans nos simulations. Puis nous avons essayé de décrire les caractéristiques empiriques des rendements en détectant une faible prévisibilité dans les données canadiennes. Dans l'analyse de la dynamique des prix et des rendements, nous avons remarqué deux résultats qui semblent être les revers d'une même médaille : d'une part la prévisibilité des rendements futurs suggérée du modèle simulé est plus fortement significative que dans les données canadiennes et d'autre part l'analyse de la volatilité des prix dans les données empiriques révèle que les dividendes réels expliquent la plus grande partie de la valeur de la volatilité des prix; en d'autres termes, que les dividendes seuls sont prévisibles, rejetant notre spécification de dividendes à croissance constante. Cette dernière observation est à l'opposé de ce qui est rapportée pour les données américaines qui attribuent la principale source de volatilité des prix aux anticipations des rendements. La conclusion au rejet de la prévisibilité des rendements est hasardeuse car elle ferait abstraction de la possibilité de biais qui résulte de techniques d'estimation invalides et de l'hypothèse d'intégration qui impliquerait des facteurs internationaux.

Ces irrégularités entre les données et nos spécifications ne sont vraisemblablement pas étrangères à l'écart observé entre le ratio prix-dividende empirique et le ratio prix-consommation (et prix-dividende) simulé(s). Cependant, la possibilité de produire des phénomènes similaires (niveaux de prix et de rendements, prévisibilité et volatilité) avec deux actifs dont les flux de revenus sont faiblement corrélés est néanmoins un signe

encourageant pour le modèle. Sous conditions d'une meilleure description de cette prévisibilité des dividendes, cela tendrait à soutenir les modèles d'évaluation des prix basés sur la valeur présente des flux de revenus futurs actualisés à taux constant et à rejeter la prévisibilité des rendements. Nos résultats suggèrent pour ce qui concerne le Canada d'autres avenues que la spécification d'habitudes, ou au moins une autre spécification pour la croissance des dividendes.

Annexe

1- Équation (5) du facteur d'actualisation stochastique

$$\begin{aligned}
 \text{Nous partons de } M_{t+1} &= \delta (S_{t+1}/S_t \cdot C_{t+1}/C_t)^{-\gamma} \\
 m_{t+1} = \ln(M_{t+1}) &= \delta [-\gamma(s_{t+1} - s_t + c_{t+1} - c_t)] \\
 &= \ln(\delta) - \gamma [(\phi - 1)(s_t - \bar{s}) + \lambda(s_t)(c_{t+1} - c_t - g) + g + v_{t+1}] \\
 &= \ln(\delta) - \gamma g - \gamma \{(\phi - 1)(s_t - \bar{s}) + [1 + \lambda(s_t)]v_{t+1}\}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 M_{t+1} &= \delta e^{-\gamma[s_{t+1} - s_t + c_{t+1} - c_t]} = \delta G^{-\gamma} e^{-\gamma\{(\phi - 1)(s_t - \bar{s}) + [1 + \lambda(s_t)]v_{t+1}\}} \\
 \text{avec } G &= e^g
 \end{aligned}$$

Conditionnellement à t, le taux marginal de substitution intertemporel suit une distribution log-normale :

$$\begin{aligned}
 m_{t+1} &\sim N(\mu_m, \sigma_m^2) \\
 \mu_m &= \ln(\delta) - \gamma g - \gamma(\phi - 1)(s_t - \bar{s}) \\
 \sigma_m^2 &= \gamma^2 \sigma^2 [1 + \lambda(s_t)]^2
 \end{aligned}$$

2- Pente de la frontière moyenne-variance (Calcul des moments):

$$\frac{E_t(R_{t+1}^e)}{\sigma_t(R_{t+1}^e)} = -\rho_t(M_{t+1}, R_{t+1}^e) \frac{\sigma_t(M_{t+1})}{E_t(M_{t+1})} \leq \frac{\sigma_t(M_{t+1})}{E_t(M_{t+1})}$$

On obtient la fameuse borne de Hansen et Jagannathan. En utilisant les propriétés de la distribution log-normale, on obtient :

$$\frac{\sigma_t(M_{t+1})}{E_t(M_{t+1})} = \frac{\sqrt{\text{Var}_t(M_{t+1})}}{E_t(M_{t+1})} = \frac{\sqrt{e^{2\mu_m + \sigma_m^2} (e^{\sigma_m^2} - 1)}}{e^{\mu_m + \sigma_m^2/2}} = \sqrt{e^{\sigma_m^2} - 1}$$

On peut calculer le ratio de Sharpe maximal :

$$\max \frac{E_t(R_{t+1}^e)}{\sigma_t(R_{t+1}^e)} = \sqrt{e^{\gamma^2 \sigma^2 [1 + \lambda(s_t)]^2} - 1} \approx \gamma \sigma [1 + \lambda(s_t)]$$

La dernière transformation étant obtenue en prenant une approximation linéaire de l'intérieur du radical autour de zéro.

3- Taux sans risque

$$R_t^f = \frac{1}{E(M_{t+1})}$$

$$= e^{-\mu_m - \sigma_m^2/2} = \frac{1}{\delta} G^\gamma e^{-\gamma(\phi-1)(s_t - \bar{s})} e^{-\frac{\gamma^2 \sigma^2}{2} [1 + \lambda(s_t)]^2}$$

Le log-rendement sans risque :

$$r_t^f = -\ln(\delta) + \gamma g - \gamma(\phi-1)(s_t - \bar{s}) - \frac{\gamma^2 \sigma^2}{2} [1 + \lambda(s_t)]^2$$

4- Preuve de l'approximation linéaire des habitudes :

$$s_{t+1} - \bar{s} = \phi(s_t - \bar{s}) + \lambda(s_t)(c_{t+1} - c_t - g) \quad (*)$$

Nous linéarisons successivement les deux termes du membre de droite

$$S_t = 1 - \frac{X_t}{C_t}, \text{ d'où } s_t = \ln(1 - e^{x_t - c_t}) \text{ avec } x_t \text{ et } c_t \text{ respectivement le}$$

log des habitudes et de la consommation.

La dernière expression autour de, $x - c$, le log ratio habitudes-consommation

à l'état stationnaire défini par $\bar{s} = \ln(1 - e^{x-c})$:

$$s_t = \ln(1 - e^{x-c}) - \frac{1}{S} [(x_t - c_t) - (x - c)], \text{ d'où:}$$

$$s_t - \bar{s} = \left(1 - \frac{1}{S}\right) [x_t - c_t - h], \text{ avec } h = (x - c) = \ln(1 - \bar{S}) \quad (**)$$

Le deuxième terme est linéarisé autour de l'état stationnaire \bar{s} .

$$\lambda(s_t)(c_{t+1} - c_t - g) \approx [\lambda(\bar{s}) + \lambda'(\bar{s})(s_t - \bar{s})](c_{t+1} - c_t - g) \approx \lambda(\bar{s})(c_{t+1} - c_t - g)$$

$$\text{On conclut que } s_{t+1} - \bar{s} \approx \phi \left(1 - \frac{1}{S}\right) [x_t - c_t - h] + \left(\frac{1}{S} - 1\right) (c_{t+1} - c_t - g) \quad (***)$$

(**) implique que (***) peut être réécrit comme:

$$\left(1 - \frac{1}{S}\right) [x_{t+1} - c_{t+1} - h] \approx \phi \left(1 - \frac{1}{S}\right) [x_t - c_t - h] + \left(\frac{1}{S} - 1\right) (c_{t+1} - c_t - g), \text{ il vient que:}$$

$$x_{t+1} \approx [(1 - \phi)h + g] + \phi x_t + (1 - \phi)c_t: \text{ Équation de récurrence en termes de } x_t$$

Lorsqu'on substitue x_t de façon récursive, on obtient:

$$x_{t+1} \approx \left[h + \frac{g}{1 - \phi} \right] + (1 - \phi) \sum_{j=0}^{\infty} \phi^j c_{t-j}$$

5- Preuve de l'implication de la prédétermination des habitudes à l'état stationnaire

L'équation de transition peut être convertie en mode niveau :

$$S_{t+1} = \bar{S}^{1-\phi} S_t e^{\lambda(s_t)(c_{t+1}-c_t-g)}$$

Par définition de S_t , on en déduit que:

$$x_{t+1} = c_{t+1} + \ln(1 - S_{t+1}).$$

En remplaçant S_{t+1} par son expression et dérivant par rapport à c_{t+1} , on obtient l'équation...

$$\frac{dx_{t+1}}{dc_{t+1}} = 1 - \frac{\lambda(s_t)}{\frac{1}{S_{t+1}} - 1} \approx 1 - \frac{\lambda(s_t)}{e^{-s_t} - 1} \text{ où la dernière équation est obtenue par approximation}$$

près de l'état stationnaire. Si les habitudes sont prédéterminées alors $\frac{dx_{t+1}}{dc_{t+1}} = 0 \Rightarrow \lambda(\bar{s}) = \frac{1}{\bar{S}} - 1$

6- Preuve de l'implication de la prédétermination des habitudes près de l'état stationnaire

Si les habitudes sont prédéterminées au voisinage de l'état stationnaire

$$\text{alors } \frac{d}{ds} \left(\frac{dx_{t+1}}{dc_{t+1}} \right) = 0 \Rightarrow \lambda'(s_t) = - \frac{e^{-s_t}}{e^{-s_t} - 1} \lambda(s_t)$$

À l'état stationnaire, en remplaçant la condition pour $\lambda(\bar{s})$ (cf preuve 5), on obtient:

$$\lambda'(\bar{s}) = - \frac{1}{\bar{S}}$$

7- Dérivation de la fonction de sensibilité :

L'équation du rendement sans risque (7), est dérivée par rapport à s_t et égalisée à zéro :

$$\frac{\partial rf}{\partial s_t} = 0 \Rightarrow -\gamma(1-\phi) - \gamma^2\sigma^2 [1 + \lambda(s_t)]\lambda(s_t) = 0. \text{ Il vient que } \lambda'(s_t)[1 + \lambda(s_t)] = -\frac{1-\phi}{\gamma\sigma^2}$$

On intègre cette équation différentielle membre à membre,

$$\frac{1}{2}[1 + \lambda(s_t)]^2 = -\frac{1-\phi}{\gamma\sigma^2}s_t + c, \text{ avec } c \text{ la constante d'intégration}$$

$$\lambda(s_t) = \sqrt{2(c - \frac{1-\phi}{\gamma\sigma^2}s_t)} - 1 \quad (*)$$

Il ne reste qu'à déterminer l'inconnue c .

Les deux résultats des preuves 5 et 6 impliquent respectivement les équations suivantes:

$$c = \frac{1}{2\bar{S}^2} + \frac{1-\phi}{\gamma\sigma^2}\bar{S} \quad (**)$$

$$c = \frac{(1-\phi)^2\bar{S}^2}{2\gamma^2\sigma^4} + \frac{1-\phi}{\gamma\sigma^2}\bar{S} \quad (***)$$

En égalisant ces deux expressions, on obtient la valeur de l'état stationnaire:

$$\bar{S} = \sigma \sqrt{\frac{\gamma}{1-\phi}}$$

Lorsqu'on remplace l'une (**) ou l'autre (***) des équations de c dans (*), on obtient l'expression de $\lambda(s_t)$ présentée plus haut dans le texte.

Bibliographie

Athanassakos G. et S. Foerster (2000) « Canadian Security Market Anomalies », dans Keim, D. B. et W.T. Ziemba, dir., *Security Market Imperfections in Worldwide Equity Markets*, 297-336.

Breeden, D.T. (1979) « An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption », *Journal of Financial Economics*, 7(3), 265-296.

Campbell, J.Y. (2008) « Viewpoint: Estimating the equity premium », *Canadian Journal of Economics*, 41(1), 1-21.

Campbell, J.Y., A.W. Lo et A.C. Mackinlay (1997) *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, Princeton, N.J.

Campbell, J.Y. et J.H. Cochrane (1998) *By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock market Behavior*, Harvard University, Cambridge, and University of Chicago, Chicago.

Campbell, J.Y. et J.H. Cochrane (1999) « By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock market Behavior », *Journal of Political Economy*, 107(2), 205-251.

Campbell, J.Y. et J.H. Cochrane (2000) « Explaining the Poor Performance of Consumption-Based Asset Pricing Models », *Journal of Finance*, 55(6), 2863-2878.

Campbell, J.Y et R. Shiller (1988a) « Stock Price Earnings and Expected Dividends », *The Journal of Finance*, 43(3), 661-676.

Campbell, J.Y et R. Shiller (1988b) « The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors », *The Review of Financial Studies*, 1(3), 195-228.

Carmichael, B. et L. Samson (1996) « La détermination des primes de risque et l'intégration des marchés boursiers canadien et américain », *Canadian Journal of Economics*, 29(3), 595-633.

Carmichael, B. et L. Samson (2003) « Expected returns and economic risk in Canadian financial markets », *Applied Financial Economics*, 13(3), 177-189.

Carmichael, B. et L. Samson (2005) « Consumption growth as a risk factor? Evidence from Canadian financial markets », *Journal of International Money and Finance*, 24(1), 83-101.

Chiang, T.C. et J.J. Chiang (1996) « Dynamic Analysis of Stock Return Volatility in an Integrated International Capital Market », *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 6(1), 5-17.

Cochrane, J.H. (1992) « Explaining the Variance of Price-Dividend ratios », *The Review of Financial Studies*, 5(2), 243-280.

Cochrane, J.H. (1999) « New Facts in Finance », *Economic Perspectives*, Federal Reserve Bank of Chicago 23(3) 36-58.

Cochrane, J.H. (2008) « The Dog That Did Not Bark: A Defense of Return Predictability », *The Review of Financial Studies*, 21(4), 1533-1575.

Danthine, J.P. et J. Donaldson (2005) *Intermediate Financial Theory*, Second Edition, Elsevier Academic Press, Burlington, MA.

Fama, E.F. et K.R. French (1992) « The Cross-Section of Expected Stock Returns », *The Journal of Finance*, 47(2), 427-275.

Fama, E.F. et K.R. French (1996) « Multifactor explanations of Asset Pricing Anomalies », *The Journal of Finance*, 51(1), 55-84.

Gordon, S. et L. Samson (2002) « Comparing Consumption-Based Asset Pricing Models », *Canadian Journal of Economics*, 35(3), 586-610.

Hansen, L. et K. Singleton (1983), « Stochastic Consumption, Risk Aversion and the Temporal Behavior of Asset Returns », *Journal of Political Economy*, 91(2), 249-268.

Keim, D. B. et W.T. Ziemba, dir. (2000) *Security Market Imperfections in Worldwide Equity Markets*, Cambridge University Press, Cambridge, UK.

Kia, A. (2003) « Rational Speculators and equity volatility as a measure of ex ante risk », *Global Finance Journal*, 14(2) 135-157.

Lahrech, A. (2009) « The Impacts of US and Canadian Fundamentals on Canadian Stock Market », *Journal of Money Investment and Banking*, (7), 58-74.

Li, G. (2008) « Aggregate stock market behavior and investors low risk aversion », *Journal of Economic Dynamics & Control*, 32(7), 2349-2369.

Lucas, R. (1978) « Asset Prices in an Exchange Economy », *Econometrica*, 46(6), 1429-1446.

Mehra, R. et E. Prescott (1985) «The Equity Premium: A Puzzle», *Journal of Monetary Economics*, 15, 145-161.

Schmitz, J.J (1996) « Market Risk Premiums and the Macroeconomy: Canadian evidence of Stock Market Predictability », *Quarterly Journal of Business Economics*, 35(1), 87-113.

Shiller, R.J. (1989) *Market Volatility*, MIT Press, Cambridge, M.A.

Wirjanto, T.S. (1995) « Aggregate Consumption behaviour and liquidity constraints: the Canadian evidence », *Canadian Journal of Economics*, 28(4), 1135-1152.

Wirjanto, T.S. (1997) « Aggregate consumption behaviour with time-nonseparable preferences and liquidity constraints », *Financial Economics*, 7(1), 107-114.

Wirjanto, T.S. (2004) « Exploring consumption-based asset pricing model with stochastic-trend forcing processes », *Applied Economics*, 36(14), 1591-1597.