

REPRESENTATION DES RENTABILITES BOURSIERES DANS UN
CADRE SEMI-LUCASIEN

Georges Prat (*)

Février 2004

(*) Directeur de recherche au CNRS, MODEM, Université de Paris -X Nanterre,
Bât G, 200, avenue de la République, 92001 Nanterre Cédex 01
tél : 01.40.97.59.68 – Email : georges.prat@u-paris10.fr

REPRESENTATION DES RENTABILITES BOURSIERES DANS UN CADRE SEMI-LUCASIEN

Résumé – Des travaux récents ont montré que la remise en cause de l’hypothèse d’anticipations rationnelles dans le modèle de Lucas (1978) permet une représentation des deux premiers moments de la distribution de la rentabilité des actions (Cecchetti, Lam, Mark (2000), Park (2003)). Ces travaux, ainsi fondés sur le calibrage d’un modèle «semi-lucasien», apportent donc une réponse aux deux fameuses «énigmes», l’«*equity premium puzzle*» et le «*volatility puzzle*». Cependant, ces résultats apparaissent insuffisants pour valider l’équation d’Euler sur laquelle repose les vérifications de ce modèle, car l’explication des rentabilités par date est totalement laissée en suspens. Cet article cherche à combler cette lacune en recherchant une représentation des anticipations susceptible de fournir une telle explication. Les vérifications empiriques effectuées sur le NYSE montrent que les représentations courantes (rationalité, processus extrapolatif, adaptatif, régressif) conduisent à des résultats mitigés ou négatifs. Par contre, les anticipations révélées par les enquêtes de Livingston auprès d’experts, qui exhibent une représentation du futur très éloignée de la rationalité, conduisent à des résultats satisfaisants, ce qui confirme économétriquement les résultats obtenus avec le calibrage des moments.

A REPRESENTATION OF STOCK RETURNS IN A SEMI-LUCASIAN FRAMEWORK

Abstract – Although the Lucas asset-pricing model (1978) supposes the rational expectation hypothesis (REH), recent empirical works based on the calibration of the Euler equation - on which empirical issues are grounded - show that, contrarily to the REH, distorted expectations allows a representation of the two first moments of the distribution of stock returns (Cecchetti, Lam, Mark (2000), Park (2003)). Hence, these results give a succeeding approach to solve the so-called *equity premium puzzle* and *volatility puzzle*. However, these results, obtained in a “semi-lucasian” framework, appear insufficient to validate the Euler equation because they let unsolved the question of the determination of returns *per date*. This paper aims to fill this failure by examining if an hypothesis about the representation of expectations allows such a determination. The econometric investigation on the NYSE shows that none of the usual hypotheses on expectations (REH, extrapolative, adaptive or regressive processes) allows to represent the dynamics of stock returns. On the other hand, biased expectations revealed by the Livingston’ surveys lead to succeeding results, hence confirming econometrically the literature based on the calibration of moments.

JEL: D84 – E44 – G12

MOTS CLEFS: COURS DES ACTIONS – RATIONALITE – ANTICIPATIONS

KEY WORDS : STOCK PRICE – RATIONALITY – EXPECTATIONS

REPRESENTATION DES RENTABILITES BOURSIERES DANS UN CADRE SEMI-LUCASIEN

Se situant dans le paradigme de l'équilibre général, Lucas (1978) suppose un consommateur – investisseur représentatif muni de deux types de rationalité. La première, de nature "instrumentale", est celle de *Choix Rationnels* {CR}; la seconde, de nature "cognitive", est celle d'*Anticipations Rationnelles* {AR}.¹ Dans un monde caractérisé par ces deux rationalités et par un Marché financier Parfait (hypothèse {MP}), le prix des titres - et en particulier des actions - est efficient : il s'égalise à la valeur actualisée des cash-flows attendus sur l'horizon financier de l'agent. C'est le modèle {CR-AR-MP}. Depuis les années 1980, ce modèle a été confronté de très nombreuses fois aux données de l'observation. Une première vague de travaux a montré, pour des valeurs "raisonnables" du coefficient d'aversion au risque et du taux d'impatience, d'une part que la volatilité observée du cours des actions (ou de la rentabilité) est exagérée par rapport à celle prédite par le modèle (*the stock market volatility puzzle*)², et d'autre part que la valeur de la prime de risque observée est en moyenne excessive par rapport à la valeur théorique déduite du modèle (*the equity premium puzzle*).³

Dans le but de résoudre ces deux « énigmes », les nombreuses contributions ultérieures ont suivi cinq axes de recherche. Le premier consiste à conserver le modèle {CR-AR-MP} avec indépendance des préférences par rapport à l'état de la nature, mais en considérant des fonctions d'utilité plus complexes. Epstein et Zin (1991) et Weil (1989) proposent ainsi de remplacer la fonction d'utilité espérée traditionnelle par une fonction d'utilité non-espérée récursive permettant une distinction entre le coefficient d'aversion relative au risque et l'élasticité de substitution intertemporelle : les résultats obtenus sont loin de pouvoir résoudre les puzzles.⁴ Par contre, Campbell et Cochrane (1999) introduisent dans une fonction d'utilité classique à aversion relative au risque constante l'hypothèse d'habitudes externes de consommation et concluent qu'il est possible d'expliquer simultanément le *premium puzzle* et le *volatility puzzle* ainsi que d'autres faits stylisés caractérisant la rentabilité des actions et le taux d'intérêt aux Etats-Unis (approche CC).⁵ Cependant, le coefficient d'aversion au risque reste encore très élevé, de sorte que cette explication des *puzzles* reste sujette à caution, même si CC cherchent à défendre l'idée qu'une forte aversion au risque est moins irréaliste qu'il n'y paraît au premier abord. En outre, si elle peut rendre compte des deux premiers moments de la rentabilité des actions, l'approche CC ne peut décrire l'historique par date du rapport cours/dividendes,

¹ Une première version de ce travail a été présentée lors du 37ème Congrès annuel de l'Association Canadienne d'Economie (Carleton University, Ottawa, Mai-Juin 2003) et ne conduisait à cette date qu'à des résultats assez mitigés. L'auteur exprime ses vifs remerciements au professeur A.Melino (Université de Toronto) dont les observations faites à cette occasion l'ont incité à poursuivre dans cette voie, conduisant ainsi au résultat positif présenté dans cet article.

² Le premier auteur ayant attiré l'attention sur le *volatility puzzle* est Shiller (1981).

³ Le premier travail évoquant le *premium puzzle* est celui de Mehra et Precott (1985).

⁴ Voir encore Cho et Dokko (1993) ainsi que Hansen, Sargent et Tallarine (1997). Pour une application en France, voir Epaulard et Pommeret (2001).

⁵ Contrairement aux premiers travaux consacrés à cette approche qui utilisaient des spécifications différentes des habitudes (voir Constantinides (1990)).

contrairement aux commentaires des auteurs : sur la période 1945-95, les valeurs théoriques restent sans corrélation avec les valeurs observées.^{6 7}

Le second axe de recherche suivi consiste à conserver l'hypothèse d'indépendance des préférences par rapport à l'état, mais à relâcher l'hypothèse {MP} du modèle c'est à dire à introduire certaines frictions du marché telles que les limites à l'emprunt, les contraintes liées aux ventes à découvert, les coûts de transactions⁸, l'incomplétude des marchés, etc En fait, Heaton et Lucas (1996) puis Luttmer (1999) montrent que ces approches ne peuvent rendre compte que d'une faible partie des *puzzles*.⁹ Le troisième axe de recherche suivi consiste toujours à conserver le paradigme du modèle {CR-AR-MP} mais à relâcher l'hypothèse d'indépendance des préférences par rapport à l'état de la nature (coefficient d'aversion et taux d'impatience). Après des tentatives infructueuses¹⁰, Melino et Yang (2003) parviennent à rendre compte des *puzzles* en supposant - sans avancer de justification économique - des préférences stochastiques non stationnaires: bien que suggestive, l'explication proposée ne reste donc que potentielle. Le quatrième axe de recherche consiste à lever l'hypothèse d'un agent représentatif en introduisant une certaine forme d'hétérogénéité entre les agents. Le modèle d'Abel (1990) avec interdépendance des préférences individuelles (la fonction d'utilité intègre à la fois la consommation de l'individu et celle de l'ensemble des agents¹¹) ne permet guère la résolution des *puzzles*, tandis que le modèle d'Heaton et Lucas (1995) avec agents hétérogènes ne rend compte que de la moitié de la prime de risque moyenne, tout en impliquant des taux d'intérêt aussi volatiles que la rentabilité des actions!¹²

Le cinquième axe de recherche suivi consiste à relâcher l'hypothèse {AR}, c'est à dire suppose des biais dans les anticipations. Dans cet axe, Rietz (1988) rend compte du *premium puzzle* en supposant que les agents croient à la survenance d'un Krach boursier avec une probabilité plus grande que ne l'indiquent les fréquences historiques des rentabilités. En fait, cette approche repose sur l'hypothèse peu justifiée suivant laquelle les agents fondent d'une manière monotone leurs anticipations sur une fausse distribution des rentabilités. D'une manière beaucoup plus convaincante, Cechetti, Lam et Mark (2000) proposent une approche (CLM) où les agents savent parfaitement si le taux de variation de la consommation est dans son état favorable ou défavorable (un modèle markovien à deux états décrit le taux de variation de la consommation), mais appliquent des probabilités de transition entre l'état actuel et l'état futur qui sont biaisées et qui varient aléatoirement

⁶ Voir Fig.9 de l'article. En fait, les commentaires plutôt favorables des auteurs (p.207) sont largement attribuables à la crise des années 30 pendant laquelle à la fois les cours boursiers et la consommation chutent drastiquement, comme d'ailleurs bien d'autres indicateurs économiques.

⁷ Néanmoins, les derniers développements de cette approche montrent qu'elle reste potentiellement fructueuse (voir notamment Korniotis (2004)).

⁸ Voir notamment Aiyagari et Mark (1991).

⁹ On peut mentionner ici l'approche fondée sur l'idée que les *puzzles* pourraient résulter de frictions et d'erreurs de mesure ou spécification perturbant plus fortement les composantes à hautes fréquences des rentabilités que les composantes à basses fréquences. Généralement, les analyses fondées sur une telle décomposition spectrale montrent que, pour des valeurs « raisonnables » de l'aversion au risque, les modèles explorés donnent des résultats généralement assez voisins pour toutes les fréquences, de sorte que les *premium et volatility puzzles* restent également répartis sur le spectre (Hansen et Jagannathan (1997) ; Cogley (2001).

¹⁰ Voir notamment Heaton (1995).

¹¹ Pour une application en France, voir Epaulard et Pommeret (2001).

¹² Voir encore Cochrane, 1997, pp.22 et suiv. Notons qu'Attanasio, Banks et Tanner (1998) utilisent une approche probabiliste afin de distinguer les comportements des consommateurs suivant qu'ils détiennent ou non des actions (d'après l'enquête du "Panel Study of Income Dynamics" de 1984, environ un ménage américain sur quatre détenait des actions), et montrent que cette approche permet de réduire le *premium puzzle*.

autour de leurs valeurs subjectives, générant ainsi des biais variables dans les anticipations de consommation.¹³ On peut qualifier ce cadre d'analyse comme « semi-lucasien » puisque l'agent est parfaitement rationnel excepté en ce qui concerne ses anticipations : il reste doté d'une rationalité instrumentale sans limite mais sa rationalité cognitive est limitée. En supposant un « pessimisme excessif » pendant les phases d'expansion de la consommation (espérance subjective inférieure à la vraie espérance, i.e. celle qui prévaudrait si les anticipations étaient rationnelles) et un « optimisme excessif » pendant les phases de contraction (espérance subjective supérieure à la vraie espérance), les auteurs parviennent - en conservant une fonction d'utilité classique CRRA avec une valeur « raisonnable » du coefficient d'aversion relative au risque (<10) et avec une valeur plausible du taux d'impatience - à rendre compte des principaux « faits stylisés » caractérisant les rentabilités boursières : valeurs des moyennes et variances (rentabilité des actions taux d'intérêt sans risque), corrélation entre la prime et le taux sans risque, prévision de la prime par les valeurs passées du rendement des actions, valeurs plus grandes en moyenne de la prime pendant les phases d'expansion que pendant les phases de contraction.¹⁴ Pour justifier intuitivement l'existence de tels biais cognitifs, CLM mettent en avant l'idée le coût exagéré du traitement des informations justifie le fait que les agents n'utilisent pas la bonne méthode d'estimation des probabilités de transition (« *individuals find it too costly to acquire the skills to do maximum-likelihood* »), ce coût les incitant à utiliser une méthode empirique plus ou moins intuitive (« *instead, they respond by using rules of thumb* »). Les auteurs posent également la question de savoir pourquoi les agents ne finiraient pas par appréhender les vraies probabilités; à ce propos, ils arguent que, si les agents avaient suivi un processus d'apprentissage bayésien, la convergence vers les vraies valeurs des espérances aurait très probablement (mais non sûrement) été observée pendant le siècle étudié (1890-1993), contrairement à ce qui est observé. Autrement dit, tant que le coût de traitement des informations ne diminue pas en deçà du seuil nécessaire pour que l'application de la bonne méthode devienne rentable, l'apprentissage serait désactivé.

La remise en question de la rationalité cognitive apparaît ainsi comme une voie de recherche novatrice ayant le mérite de proposer une explication des principaux faits stylisés caractérisant les rentabilités boursières, tout en ne remettant en cause ni l'indépendance des préférences par rapport à l'état de la nature, ni l'hypothèse simple de séparabilité de la fonction d'utilité, ni le paradigme de marchés concurrentiels, ni bien sûr l'hypothèse d'une rationalité instrumentale, et ceci avec des valeurs acceptables des paramètres traduisant les préférences. Il est très intéressant d'ajouter ici que, en construisant des ratios de Sharpe faisant intervenir les rentabilités espérées déduites des enquêtes de Livingston auprès d'un panel d'experts, Park (2003) montre que les valeurs théoriques de ces ratios ont des propriétés conformes à celles des valeurs observées lorsque l'on considère l'approche CLM, cette conformité disparaissant avec l'approche CC fondée sur les habitudes de

¹³ Il est intéressant de noter qu'un modèle avec anticipations rationnelles et utilité non-espérée récursive faisant intervenir des habitudes de consommation peut dans certains cas être formellement équivalent à un modèle avec utilité espérée classique combiné avec des anticipations biaisées (voir Hansen et al. (1999)). Mais cette propriété, qui génère une indétermination économique, ne s'applique pas à l'approche CLM.

¹⁴ Abel (2001) obtient des résultats allant dans le même sens en supposant un agent représentatif uniformément pessimiste (translation vers la gauche de la distribution des taux de variation de la consommation) et affecté de doute (augmentation exogène du risque perçu par l'agent). Ces deux biais cognitifs ont pour effet de réduire la valeur d'équilibre du taux sans risque et d'augmenter celle de la prime de risque exigée par les détenteurs d'actions. L'auteur montre qu'en corrigeant les résultats de Mehra et Prescott (1985) de ces biais, il est possible de résoudre l'*equity premium puzzle*. En fait, l'hypothèse de biais uniformes est très hardie et l'auteur ne s'intéresse qu'aux moyennes. C'est pourquoi la contribution d'Abel nous semble beaucoup plus limitative que celle proposée par CLM.

consommation.¹⁵ Ces résultats sont d'autant plus intéressants que l'auteur a pu constater que les anticipations révélées par ces enquêtes présentent des biais analogues à ceux admis par CLM. Ces contributions peuvent ainsi être regardées comme jetant un pont entre la « finance néoclassique » et la « finance comportementale », ces deux approches ne s'opposant plus mais au contraire se complétant.¹⁶

Malgré l'apport indéniable de CLM, deux limitations doivent être cependant soulignées. La première, de nature théorique, tient au fait que, puisque la résolution du programme de l'agent représentatif conduisant à l'équation d'Euler (sur laquelle repose les vérifications du modèle de Lucas) nécessite l'hypothèse d'anticipations rationnelles, il convient de justifier l'introduction d'anticipations non rationnelles dans le cadre de cette équation, ce que ne font pas les auteurs. La seconde limitation est de nature empirique : si l'explication des moments peut être regardée comme une condition nécessaire pour valider le modèle, cette condition n'est sûrement pas suffisante : l'adéquation entre les valeurs observées et théoriques des rentabilités reste un critère incontournable. Or, force est de constater que l'approche CLM - autant d'ailleurs que toutes les autres approches sus-visées fondées sur le calibrage des moments - laisse totalement en suspens l'explication par date des rentabilités (ou encore du rapport dividendes/cours ou du cours des actions).

L'hypothèse d'anticipations non rationnelles semble fournir actuellement l'explication la plus convaincante des faits stylisés caractérisant les rentabilités boursières. En outre, les valeurs par date des rentabilités théoriques sont *a priori* très sensibles à l'hypothèse retenue pour représenter les anticipations. Pour ces deux raisons, en conservant les hypothèses {CR} et {MP} mais en modifiant la représentation des anticipations par rapport à l'hypothèse {AR}, cet article cherche à savoir si l'équation d'Euler permet ou non de générer des rentabilités théoriques susceptibles d'expliquer l'historique des rentabilités observées. Dans ce but, la **Partie 1** montre que l'équation d'Euler peut s'interpréter simplement dans un cadre d'équilibres temporaires, permettant ainsi l'introduction d'anticipations *quelconques*, et justifie l'idée d'y introduire des anticipations fondées sur des processus à information limitée au lieu et place d'anticipations rationnelles (fondées sur l'ensemble des informations disponibles). La **Partie 2** spécifie le modèle suivant différentes hypothèses sur la représentation des anticipations (hypothèse traditionnelles *ad-hoc* et enquêtes d'opinion) et confronte chaque spécification retenue aux données de l'observation sur le NYSE (indice *Standard and Poor's* des actions industrielles).

1 – L'introduction d'anticipations non rationnelles dans l'équation d'Euler : aspects théoriques et méthodologiques

Rappelons que, supposant un agent représentatif (i) adverse au risque, sans illusion monétaire et maximisant l'espérance d'utilité de ses consommations actuelle et futures (horizon infini) sous sa contrainte de budget (hypothèse de choix rationnels {CR}), (ii) effectuant des anticipations rationnelles (hypothèse {AR}) et (iii) évoluant dans une économie compétitive à choix séquentiels avec marchés complets (hypothèse {MP}) de

¹⁵ Ce ratio de Sharpe est le rapport entre la prime de risque et l'écart-type de la rentabilité espérée des actions, la prime étant estimée par la différence entre la rentabilité espérée des actions sur le NYSE telle qu'elle ressort des enquêtes de Livingston et le taux sans risque. Ce ratio est comparé à sa valeur théorique donnée par le modèle de Lucas (fonction d'utilité classique CRRA) assorti des hypothèses CLM ou CC.

¹⁶ En montrant que les analystes financiers interprètent l'information avec des biais, la contribution de Hong, Lim et Stein (1998) illustre les modèles de finance comportementale. Voir encore l'ouvrage de Shleifer (2000).

marchés parfaits), Lucas (1978) a établi la valeur du prix de *tous les actifs* dans une situation d'équilibre général. Par exemple, le prix $P_{(t)}$ d'un portefeuille composé d'actions (moyenne pondérée des prix des différents titres, e.g. un indice boursier) est tel qu'il satisfait l'équation d'Euler suivante :

$$U'(C_{(t)}) P_{(t)} = E_t \left\{ \frac{U(C_{(t+1)}) [P_{(t+1)} + D_{(t+1)}]}{(1+r)} \right\} \quad [1]$$

sacrifice (en terme de consommation) associé à la détention en t d'une unité supplémentaire de portefeuille = *utilité espérée (et actualisée) en t pour t+1 (en terme de consommation) des recettes futures associées à la détention de l'unité supplémentaire*

avec (toutes les variables sont exprimées en *unité monétaire constante*) :

- . $C_{(t)}$: consommation de l'agent représentatif à l'instant t
- . $U'(C_{(t)})$: utilité marginale de $C_{(t)}$
- . $P_{(t)}$: prix du portefeuille d'actions à l'instant t
- . $D_{(t)}$: dividendes associés à la détention du portefeuille entre $t-1$ et t
- . r : taux d'impatience (intensité de la préférence pour le présent ($r > 0$))
- . $E_t\{.\}$: espérance conditionnelle à t

Il importe de souligner ici que l'équilibre général intertemporel du consommateur, dont une conséquence est l'équation [1], n'est déductible du programme de ce dernier que si les anticipations sont rationnelles : "*Le système est clos avec l'hypothèse d'anticipations rationnelles ...*" (Lucas, 1978, p.1431). En fait, trois conditions doivent être satisfaites pour introduire des anticipations non rationnelles dans l'équation d'Euler, c'est-à-dire pour travailler sur le modèle {CR-?-MP} plus souple que le modèle ultra-rationnel {CR-AR-MP}. La première condition est de justifier au plan théorique l'abandon de l'hypothèse d'anticipations rationnelles dans l'équation d'Euler (§1.1). La seconde condition est de justifier une représentation non rationnelle des anticipations qui soit donc fondée sur une information limitée (§1.2). La troisième condition est d'adopter une méthode d'estimation des paramètres de préférence telle que la chronique des rentabilités théoriques des actions s'ajuste au mieux à celle des rentabilités historiques (§1.3).

1.1 - Interprétation de l'équation d'Euler dans un cadre d'équilibres temporaires et pertinence d'une "fonction d'anticipation"

A condition de raisonner dans un cadre d'équilibres temporaires, l'équation [1] peut conserver sa pertinence sans pour autant nécessiter l'hypothèse restrictive d'anticipations rationnelles, les agents pouvant alors prendre leurs décisions aujourd'hui sur la base de l'idée qu'ils se font de l'état de la nature demain, même si cette représentation du futur est affectée par des erreurs qui ne sont pas des bruits blancs.¹⁷ Dans ce cadre d'analyse, la

¹⁷ D'après Grandmont (1976, pp.806-808), "*Selon ce point de vue, à chaque date les agents doivent prendre des décisions en fonction de leurs anticipations sur leur environnement futur, qui dépendent de leur information sur l'état de l'économie dans les périodes courante et passées ... un concept nouveau apparaît dans ces modèles (à équilibres temporaires) par rapport à la théorie traditionnelle de l'équilibre général,*

relation [1] peut être regardée comme traduisant une succession d'équilibres temporaires : les prix s'ajustent à chaque date pour équilibrer les offres et les demandes qui dépendent de l'opinion en t des agents sur l'état de la nature en $t+1$. Toujours muni d'une rationalité instrumentale, le consommateur-investisseur est ici caractérisé par un comportement marginaliste simple sur des marchés concurrentiels. Par exemple, lorsque sa consommation, ses préférences, ses anticipations et le prix du portefeuille sur le marché sont tels que la désutilité (exprimée en termes de renoncement à la consommation immédiate) associée à la détention de la dernière unité de portefeuille est supérieure à l'espérance d'utilité de la recette future actualisée procurée par cette détention, soit

$$U'(C_{(t)}) P_{(t)} > E_t \left\{ \frac{U'(C_{(t)}) [P_{(t+1)} + D_{(t+1)}]}{(1+r)} \right\},$$

les ventes induites de titres sur le marché conduisent à une baisse du prix $P_{(t)}$ et simultanément à une hausse de la consommation impliquant une baisse de l'utilité marginale $U'(C_{(t)})$. Si les ajustements de prix sont instantanés, la relation [1] sera donc respectée à tout instant.¹⁸ Grâce au marché financier, l'agent trouvera ainsi en permanence sa position optimale.¹⁹ Il importe de souligner ici que l'écriture (en termes de consommation) du sacrifice et de l'espérance d'utilité des recettes futures actualisées peut être effectuée directement et sans ambiguïté : la relation [1] n'est donc plus nécessairement la solution de la maximisation sous contrainte de l'espérance d'utilité de la consommation sur un horizon infini. Il en résulte que *la relation [1] devient indépendante de l'hypothèse faite sur la nature des anticipations*: cette relation devient désormais compatibles avec tout mode de représentation des anticipations, et autorisent de ce fait l'existence d'erreurs non purement stochastiques dans les prévisions.

La spécification basique du modèle avec une fonction d'utilité CRRA (*Constant Relative Risk Aversion*, $U'(C_{(t)}) = 1/C_{(t)}^g$, $g > 0$) sera utilisée dans cet article, cette hypothèse permettant de tester facilement diverses hypothèses sur les anticipations. Ce choix semble d'autant plus raisonnable que l'hypothèse d'anticipations non rationnelles retenue par CLM permet, avec cette même fonction, de rendre compte des principaux faits stylisés concernant les rentabilités, et notamment les deux premiers moments. En reportant cette fonction dans la relations [1], on obtient l'expression suivante de l'équation d'Euler, où $E_t \{G_{(t+1)}\}$ représente l'espérance d'utilité en t de la recette future actualisée de $t+1$, grandeur que l'on nommera désormais pour simplifier "gain anticipé" :

celui d'une 'fonction d'anticipation', qui décrit la dépendance des prévisions d'un agent par rapport à son information"

¹⁸ Une question importante est celle de l'existence d'un système de prix équilibrant l'offre et la demande sur le marché de chaque actif (Grandmont (1976, pp.812-13). Dans le cadre de l'équation [1], la réponse paraît évidente : s'il y a h actifs, le prix de chaque actif peut s'ajuster de manière à obtenir [1], certains prix pouvant augmenter et d'autres baisser, la variation de la consommation globale soldant l'offre globale et la demande globale de titres.

¹⁹ Dans le cas où l'inégalité est de sens inverse, les achats nets d'actions induiront une hausse de $U'(C_{(t)}) P_{(t)}$.

La contrainte de liquidité ne se pose pas ici car les achats d'actions sont financés par un renoncement à une partie de $C_{(t)}$ (*i.e.* hausse de l'épargne). On admet donc seulement que $C_{(t)}$ est suffisamment au dessus de sa valeur incompressible, condition naturellement remplie pour les détenteurs d'actions dans une économie développée.

$$P_{(t)}/C_{(t)}^g = E_t \left\{ G_{(t+1)} \right\} \quad \text{avec} \quad G_{(t+1)} = \frac{P_{(t+1)} + D_{(t+1)}}{C_{(t+1)}^g (1+r)} \quad [2]$$

d'où l'on déduit immédiatement le prix du portefeuille

$$P_{(t)} = E_t \left\{ \frac{P_{(t+1)} + D_{(t+1)}}{\frac{C_{(t+1)}^g}{C_{(t)}^g} (1+r)} \right\} \quad [2]'$$

La relation [2] permet aussi de déduire que la rentabilité espérée du portefeuille doit satisfaire la relation suivante :

$$E_t \left\{ R_{(t+1)} \right\} = \left[\frac{E_t \left\{ C_{(t+1)}^g \right\} (1+r)}{C_{(t)}^g} - 1 \right] + \frac{\text{Cov}_t \left\{ -1/C_{(t+1)}^g ; R_{(t+1)} \right\}}{E_t \left\{ \frac{1}{C_{(t+1)}^g} \right\}} \quad [3]$$

La relation [2]' signifie que le prix du portefeuille de titres est égal aux recettes espérées et actualisées de la période suivante²⁰, tandis que l'équation [3] exprime la rentabilité espérée de ce portefeuille par la somme du taux d'intérêt sans risque (taux d'actualisation commun à tous les titres) et de la prime de risque propre au portefeuille considéré.²¹

1.2 – Le pourquoi et le comment des représentations non rationnelles des anticipations

Les relations ci-dessus ne déterminent le cours et la rentabilité des actions - dont les facteurs de la prime de risque²² - que *pour une représentation donnée des anticipations*. En fait, une représentation fondée sur une information limitée peut être le résultat de comportements optimisateurs de type avantage-coût. En effet, comme l'ont indiqué Feige et Pearce (1976), les agents économiquement rationnels n'utiliseront une nouvelle information que lorsque l'avantage qu'elle procure (*i.e.* l'utilité additionnelle due à la diminution de l'erreur quadratique de prévision qu'elle permet) est plus grand que son coût d'acquisition et de traitement. Ce comportement *économiquement* rationnel peut conduire à l'adoption par

²⁰ L'intégration "forward" de [2]' montre qu'une solution particulière appelée "valeur fondamentale" est la somme actualisée du flux des dividendes anticipés (horizon infini). Dans cet article, nous avons travaillé directement à partir des équations [2] ou [3], ce qui évite toute difficulté liée à l'existence de bulle.

²¹ On remarque que la prime de risque et la rentabilité espérée peuvent prendre un signe positif ou négatif.

²² D'après la relation [3], on voit que le « *premium puzzle* » est attribuable au fait que la covariance entre l'utilité marginale de la consommation et la rentabilité des actions est en moyenne trop faible pour expliquer l'écart moyen observé entre la rentabilité des actions et le taux d'intérêt, pour des valeurs raisonnables de l'aversion au risque caractérisant la fonction d'utilité. C'est pourquoi ce *puzzle* est parfois aussi appelé « *correlation puzzle* ». Notons bien ici que, même si cette covariance était en moyenne suffisamment élevée pour expliquer la prime moyenne observée, cela ne signifierait pas pour autant que le modèle explique la dynamique de la prime observée. En effet, pour qu'il en soit ainsi, il faudrait que la covariance entre la prime observée et la prime théorique soit elle-même suffisamment élevée.

les agents d'une fonction d'anticipation reposant sur une information limitée impliquant une représentation biaisée de l'état futur de la nature.²³ Remarquons ici qu'au delà des coûts de *traitement* de l'information évoqués par CLM, les coûts d'*obtention* de l'information peut aussi conditionner les processus anticipatifs.

Dans ce contexte, il peut donc être rationnel ... de ne pas anticiper rationnellement! Les *anticipations* peuvent ne pas être rationnelles (au sens de Muth ou de Lucas) alors même que les agents effectuent ... des *choix* rationnels ! Tandis que l'hypothèse {AR} admet la capacité de prévoir le futur sans biais, l'hypothèse {CR} "se limite" à traduire des choix intertemporels *ex-ante* cohérents, fondés aujourd'hui sur une représentation du futur pouvant être fautive car fondée sur une analyse avantage – coût impliquant un renoncement rationnel dans l'utilisation d'une partie de l'information disponible.²⁴ C'est en ce sens que l'hypothèse {CR} apparaît moins forte que l'hypothèse {AR}, suggérant ainsi de lever cette dernière tout en conservant la première. Remarquons que, puisque la rationalité instrumentale caractérisant les choix intertemporels décrits ci-dessus (§1.1) repose également sur une analyse des avantages et des coûts associés à la détention du portefeuille, les hypothèses faites sur la représentation des anticipations {?} et sur la rationalité des choix {CR} relèvent désormais d'une rationalité économique de même espèce, de nature instrumentale.

Dès lors se pose la question de savoir comment représenter ces anticipations. Il importe ici de remarquer que l'approche CLM implique des anticipations non rationnelles mais ayant à long terme une même moyenne que les anticipations qui auraient prévalu dans l'hypothèse où elles auraient été rationnelles; simplement, cette approche implique que les premières sont plus « lisses » que les secondes (sous évaluation en moyenne de l'ampleur des hausses et des baisses futures). Or, Park (2003) a montré que, d'après les enquêtes de Livingston révélant l'opinion d'experts sur les valeurs futures de l'indice boursier S&P, les investisseurs ont bien tendance à être « excessivement » pessimistes pendant les phases d'expansion économique, et « excessivement » optimistes pendant les phases de récession, confirmant ainsi les hypothèses sur lesquelles reposent l'approche CLM. Autrement dit, les anticipations révélées par les enquêtes paraissent satisfaire la propriété de « lissage »²⁵, et il en est de même avec les anticipations auto-régressives.

Les approches suivies dans cet article pour représenter les anticipations respectent les caractéristiques imposées par l'approche CLM : absence de biais sur les moyennes à long terme, les anticipations étant très probablement plus « lisses » qu'elles n'auraient été si elles

²³ Rappelons que Grossman (1976) a montré que l'hypothèse de marché efficient soulève un paradoxe : le prix véhiculant toute l'information disponible, les agents ne sont plus incités à collecter de l'information coûteuse sur les fondamentaux, ce qui a pour conséquence l'inefficience informationnelle du prix ... Grossman et Stiglitz (1980) montrent que si l'information est imparfaite (bruitée) ou coûteuse, le prix d'équilibre du titre ne capture plus toute l'information disponible : le paradoxe disparaît ... mais les anticipations ne sont plus rationnelles.

²⁴ Au coût de l'information peut s'ajouter sa qualité (information bruitée) ou encore une rationalité limitée de l'agent. Quoi qu'il en soit, "*en pratique, les agents n'ont qu'une connaissance très imparfaite des lois régissant le système économique et leurs capacités de calcul ne leur permettent certainement pas de prévoir correctement les prix et taux d'intérêt futurs*" (Grandmont (1976, p.806).

²⁵ En effet, les enquêtes auprès d'experts montrent que les « consensus » sont *très sensiblement* moins volatiles que les valeurs observées *ex-post*, qu'il s'agisse des rentabilités boursières, des taux de variation de la production ou de l'inflation (pour les enquêtes de Livingston relatives à l'indice S&P des actions, voir Prat 1994, p.107). En fait, il faudrait que l'erreur d'anticipation ait une variance plus de quatre fois supérieure à celle des anticipations pour contredire l'hypothèse d'une plus grande volatilité des rentabilités anticipées rationnellement par rapport aux rentabilités anticipées révélées par les enquêtes, ce qui semble peu crédible.

avaient été rationnelles, et en tous cas certainement beaucoup plus lisses que les réalisations *ex-post*. Deux approches seront suivies. La première consiste à formuler des hypothèses *a priori*. On considèrera ainsi alternativement l'hypothèse d'anticipations rationnelles (à titre de point de comparaison), et les hypothèses traditionnelles fondées sur une information limitée (naïves, extrapolatives, régressives, adaptatives²⁶). La seconde approche consiste à exploiter les anticipations révélées par des enquêtes d'opinion (Livingston) auprès d'experts, ce qui permet de s'affranchir de toute hypothèse *ad-hoc* sur le processus anticipatif.

1.3 - L'estimation économétrique des paramètres de préférences

La méthode de calibrage des moments utilisée jusqu'ici dans les contributions de la littérature pour évaluer les paramètres de préférences du modèle de Lucas n'a pas pour objectif de savoir si, avec les valeurs estimées de ces paramètres, le modèle peut fournir une explication valable par date du cours des actions. Ceci induit deux limitations dans l'utilisation de cette méthode. Une première est que deux variables (e.g. les rentabilités observées et les rentabilités calculées) peuvent avoir une même moyenne et une même variance (i.e. une même distribution dans un monde normal), tout en restant parfaitement indépendantes dans le temps (i.e. sans corrélation). Autrement dit, un calibrage réussi des moments ne dit rien sur la part de la variance des rentabilités qui est expliquée par le modèle. A cela il faut ajouter le fait que le calibrage reste une procédure d'estimation discutable des paramètres. En effet, tout ajustement économétrique des rentabilités observées suivant les dates impliquant un résidu (dont on cherche à minimiser la variance), il en résulte que - sauf à supposer que les rentabilités estimées ajustent à chaque date parfaitement les rentabilités observées (variance nulle des résidus !) - la variance des rentabilités observées sera forcément plus grande que celle des valeurs estimées, la différence étant donnée par la variance des résidus : il ne s'agit d'expliquer ici que ... ce qui est explicable par le modèle, objectif qui semble plus naturel. Par conséquent, lorsqu'un calibrage représente parfaitement la variance des rentabilités, les paramètres conduisant à ce résultat seront nécessairement biaisés du point de vue d'une représentation des rentabilités par date. Pour cette raison, il reste a priori possible que les valeurs exagérées de l'aversion au risque obtenues avec la méthode du calibrage sous l'hypothèse {AR} résulte de la procédure d'estimation, ce qui justifie le fait de reconsidérer l'hypothèse {AR} avec une méthode économétrique.

2 – Vérifications du modèle {CR-?-MP}

Examinons les résultats obtenus avec les hypothèses posées *a priori* sur les anticipations (§2.1) avant d'examiner ceux obtenus avec les anticipations révélées par les enquêtes (§2.2).

2.1 – Hypothèses *a priori* sur les anticipations

²⁶ Cette démarche rejoint une idée émise par Cochrane (1997, p.22) "dans le contexte de marchés parfaits ... les seules candidates effectives pour introduire des nouvelles variables d'état sont les variables qui expliquent les variations des rentabilités anticipées".

Cinq hypothèses ont été explorées pour représenter les anticipations dans l'équation d'Euler :

2.1.1 – Anticipations rationnelles

D'après la relation [2], les achats et ventes d'actions – et donc leur prix de marché – résultent de la confrontation entre d'une part la désutilité actuelle associée à la détention d'un titre, soit $P_{(t)}/C_{(t)}^g$ (partie gauche de [2]), et d'autre part l'espérance d'utilité de la recette future actualisée liée à cette détention, soit le «gain anticipé» $E_t \{G_{(t+1)}\}$ (partie droite de [2]). L'hypothèse d'anticipations rationnelles (conforme au modèle ultra-rationnel {CR-AR-MP} de Lucas), peut alors se traduire en égalisant, à un bruit blanc près, le gain anticipé en t pour $t+1$ à sa valeur observée en $t+1$, soit :

$$E_t \{G_{(t+1)}\} = G_{(t+1)}^{(1+j_{(t+1)})} = \frac{P_{(t+1)} + D_{(t+1)}}{C_{(t+1)}^g (1+r)}^{(1+j_{(t+1)})} \quad [4]$$

où $j_{(t+1)}$ représente l'erreur relative d'anticipation (bruit blanc de variance exprimé en proportion de $G_{(t+1)}$).

En reportant l'équation [4] dans la relation [2], et moyennant des approximations acceptables²⁷, on obtient la relation suivante pouvant être estimée, dans laquelle la variable endogène correspond à une valeur approchée de la rentabilité réelle des actions (on part des relations [2] et [4] écrites en $t-1$, cette convention ne changeant bien sûr rien au modèle):

$$1n \frac{P_{(t)} + D_{(t)}}{P_{(t-1)}} = r + g 1n \frac{C_{(t)}}{C_{(t-1)}} + j_{(t)} \quad 0 < r < 1 ; \quad g > 0 \quad [5]$$

La question est alors de savoir si les valeurs estimées du taux d'impatience r et du coefficient d'aversion au risque γ sont non seulement conformes aux conditions indiquées, mais encore économiquement "raisonnables" et si l'erreur $j_{(t)}$ est bien un bruit blanc. Notons que la question des *puzzles* sur les moyennes et les variances ne se posent plus ici puisque d'une part les moyennes des valeurs observées et calculées de la variable endogène sont nécessairement égales et que d'autre part tout ajustement économétrique implique nécessairement que la variance de la valeur observée est plus grande que celle de la valeur calculée (voir ci-dessus, §1.3). Les séries statistiques utilisées dans ce travail sont les suivantes :

$P_{(t)}$: Indice Standard and Poor's 400 des actions industrielles cotées au NYSE (moyenne des cours quotidiens de juin ou de décembre), divisé par l'indice des prix à la consommation (juin ou décembre)

²⁷ On admet les égalités $1n(1+r) = r$ et $1n(1+j_{(t+1)}) = j_{(t+1)}$, ce qui est très acceptable compte-tenu des domaines de variation de ces deux grandeurs.

$D_{(t)}$: Dividendes associés à l'indice $P_{(t)}$ distribués au cours de la dernière année, mis en base semestrielle, divisés par l'indice des prix à la consommation

$C_{(t)}$: Consommation globale par tête déflatée par l'indice général des prix à la consommation (flux du second trimestre mis en base semestrielle).

Afin de pouvoir comparer les résultats avec ceux obtenus en utilisant directement les anticipations révélées par les enquêtes semestrielles de Livingston (voir ci-après, §2.2), les données sont semestrielles (1 = juin et 2 = décembre). En outre, les estimations portent sur la période 1957.1-1989.2, car à partir de 1990, l'indice prévu par les experts n'est plus le S&P 400 industriel mais l'indice général S&P 500. Les résultats obtenus avec les moindres carrés pondérés sont les suivants ²⁸ :

Anticipations rationnelles – relation [5]
1957.1-1989.2 (N=66)

$$\hat{r} = 0.0012 (0.06) ; \hat{g} = 4.18 (3.26) ; \bar{R}^2 = 0.129 ; \overline{SE} = 0.1137 ; DW = 2.41$$

Note : Estimation d'après les WLS (moindres carrés pondérés). Les valeurs entre parenthèses sont les "t" de Student

Il est intéressant de constater que la valeur estimée du coefficient d'aversion ($\hat{g} = 4.18$) est économiquement raisonnable et significative au seuil de 5 %. On doit relever ici que l'estimation économétrique conduit à une valeur du coefficient d'aversion sensiblement plus petite par rapport aux valeurs issues de l'approche par le calibrage des moments, ce qui illustre bien l'intérêt de ne pas se limiter à cette dernière approche pour déterminer les valeurs des paramètres de préférence (cf. §1.3). Cependant, malgré ce résultat satisfaisant, il semble difficile d'admettre sans réserve la validité du modèle. En premier lieu, la valeur estimée du taux d'impatience réel r n'est pas significativement différent de zéro, ce qui contredit l'hypothèse d'une préférence pour le présent. En outre, la partie de la variance expliquée de la rentabilité reste assez faible²⁹ et les résidus estimés ne sont pas un bruit blanc : la statistique DW indique qu'ils sont significativement (négativement) autocorrélés .

Des extensions ont été réalisées et doivent être mentionnées. Tout d'abord, nous avons également retenu une définition de la consommation excluant les biens non durables et ajouté aux dividendes une part des bénéfices non distribués $a(B_{(t)} - D_{(t)})$

²⁸ Précisons qu'au regard du test de racine unitaire ADF, à la fois la variable endogène et la variable exogène sont intégrées d'ordre zéro et donc cointégrées entre-elles (au seuil de 1 %).

²⁹ Puisque la variance de l'erreur de prévision $\hat{j}_{(t+1)}$ est indéterminée, la faible corrélation peut bien sûr techniquement s'expliquer par une valeur de cette variance élevée par rapport à celle de la rentabilité. Cependant, une telle interprétation reste peu crédible : si on admet que les agents sont capables d'anticiper rationnellement, il semble naturel d'admettre aussi que la variance de l'erreur de prévision – que les agents sont supposés minimiser en utilisant le "bon" modèle – reste petite par rapport à celle de la rentabilité. Autrement dit, c'est sans doute plus à l'insuffisance du modèle qu'à l'erreur d'anticipation qu'il convient d'attribuer la faible corrélation.

$(0 \leq a \leq 1)$ ³⁰ : sur le premier point, les résultats se sont révélés peu sensibles à la définition de la consommation, tandis que sur le second point la valeur estimée du paramètre a s'est révélée non significativement différente de zéro. Ces deux résultats ayant été confirmés avec toutes les représentations des anticipations considérées dans cet article, nous ne présenterons par la suite que les résultats obtenus avec la consommation totale et les seuls dividendes. En second lieu, pour les représentations des anticipations présentées ci-après (§ 2.1), nous avons obtenu des résultats analogues sur la période 1889-1984 (données annuelles) : les conclusions ne sont donc pas inhérentes à la période d'analyse.

2.1.2 – Anticipations naïves

Polaire à celle d'anticipations rationnelles, l'hypothèse d'anticipations naïves, se traduit par l'égalité entre le gain anticipé en t pour $t+1$ et sa valeur observée à ce même instant (martingale), soit :

$$E_t \{G_{(t+1)}\} = G_{(t)} = \frac{P_{(t)} + D_{(t)}}{C_{(t)}^g (1+r)} \quad [6]$$

En reportant la relation [6] dans la relation structurelle [2]', on en déduit les valeurs théoriques (*) du prix, du rendement et de la rentabilité observée des actions, soit respectivement³¹ :

$$P_{(t)}^* = \frac{D_{(t)}}{r} \quad [7]$$

$$\left(\frac{D_{(t)}}{P_{(t)}} \right)^* = r \quad [7]'$$

$$R_{(t)}^* = r + d_{(t)} \quad [7]''$$

où $R_{(t)}$ et $d_{(t)}$ représentent la rentabilité réelle des actions et le taux de variation des dividendes réels.

La relation [7] signifie que le cours des actions est égal au produit du taux d'impatience par les dividendes. Si le modèle traduisait la réalité, l'écart entre $P_{(t)}$ et $P_{(t)}^*$ serait un bruit blanc, ce qui n'est bien sûr pas le cas.³² De même, la relation équivalente [7]'

³⁰ En effet, certaines sociétés peuvent partiellement payer « cash » leurs actionnaires non pas en versant des dividendes mais par une procédure de rachat de titres sur le marché. Dans ce cas, une partie des bénéfices non distribués servant à ce rachat peut être vue comme du cash-flow.

³¹ Les relations présentées ci-après sont des approximations du même type que celles déjà présentées (voir note (26)), mais elles seront écrites comme des égalités strictes pour des raisons de simplicité.

³² La régression donne $P_{(t)} = \frac{29.60}{(42.6)} D_{(t)} + \hat{u}_{(t)}$, $\bar{R}^2 = 0.337$. Le taux d'impatience réel estimé est donc égal à $1/29.6 = 3.38\%$ par an, ce qui semble acceptable. En outre, un test de Phillips-Perron montre que l'on peut admettre l'hypothèse de stationnarité au seuil de 5%. Cependant, non seulement il existe une forte

implique qu'à un bruit blanc près, le rendement des actions (*dividend yield*) reste constant, ce qui ne saurait traduire la réalité puisque nous savons que le rapport dividende/cours est caractérisé par une structure autorégressive et qu'il est significativement corrélé avec des variables économiques observables³³, phénomènes confirmés sur la période d'étude. Quant à la relation [7]', elle signifie qu'à une constante près, la rentabilité du cours des actions est égale au taux d'impatience augmenté du taux de croissance des dividendes, conséquence également fortement contredite par les observations.³⁴ On peut donc conclure, en se basant sur ces évidences empiriques déjà largement établies dans la littérature, que l'hypothèse d'anticipations naïves ne permet pas de valider le modèle {RC-?-MP}, ce qui n'est guère étonnant car cette hypothèse a pour conséquence dans ce modèle d'évacuer toute influence du risque (le coefficient d'aversion et la consommation disparaissent).

2.1.3 – Anticipations extrapolatives-adaptatives

D'après ce processus, le taux de variation anticipé du gain $E_t \{g_{(t+1)}\}$ est généré par un processus adaptatif :

$$\begin{aligned} E_t \{G_{(t+1)}\} &= G_{(t)} \left(1 + E_t \{g_{(t+1)}\} \right) \\ E_t \{g_{(t+1)}\} &= (1-b) E_{t-1} \{g_{(t)}\} + b g_{(t)} ; \quad 0 \leq b \leq 1 \\ g_{(t)} &= 1n \left(G_{(t)} / G_{(t-1)} \right) ; \quad G_{(t)} = \frac{P_{(t)} + D_{(t)}}{C_{(t)}^g (1+r)} \end{aligned} \quad [9]$$

En reportant le système [9] dans l'équation d'Euler [2] (écrite en t et t-1), on obtient l'expression suivante du rendement théorique:

$$\left(\frac{D_{(t)}}{P_{(t)}} \right)^* = br - b \Pi_{(t)} + g b 1n \frac{C_{(t)}}{C_{(t-1)}} + (1-b) \frac{D_{(t-1)}}{P_{(t-1)}} \quad [10]$$

avec $\Pi_{(t)} = 1n \frac{P_{(t)} + D_{(t)}}{P_{(t+1)} + D_{(t+1)}}$

à laquelle correspondent les valeurs théoriques suivantes du cours et de la rentabilité :

$$P_{(t)}^* = \frac{D_{(t)}}{F_{(t)}^*}, \quad F_{(t)}^* > 0 \forall t \quad \text{avec} \quad F_{(t)}^* = \left(\frac{D_{(t)}}{P_{(t)}} \right)^* \quad [10]'$$

$$R_{(t)}^* = d_{(t)} - f_{(t)}^* + F_{(t)}^* \quad , \quad \text{avec} \quad f_{(t)}^* = 1n F_{(t)}^* / F_{(t-1)}^* \quad [10]''$$

autocorrélation des résidus (test de Breusch-Godfrey), mais encore ces derniers sont hétéroscédastiques (test ARCH).

³³ Voir notamment Fama (1990).

³⁴ La régression entre la rentabilité et le taux de variation montre que le coefficient de régression est nul (alors que la valeur attendue est l'unité), de même que la constante de calage (laquelle représente l'estimation du taux d'impatience).

Comparées aux relations [7], [7]' et [7]'' traduisant des anticipations naïves, les relations [10], [10]' et [10]'' illustrent l'importance considérable de l'hypothèse retenue sur la formation des anticipations pour représenter le cours, le rendement ou la rentabilité des actions. Les tests empiriques ont reposé sur la relation [10] en régressant le rendement observé sur les trois variables explicatives: si le modèle traduit effectivement la réalité, non seulement les valeurs estimées des paramètres doivent être conformes à la théorie et statistiquement significatifs, mais encore le résidu estimé (qui traduit l'écart entre le rendement observé et le rendement théorique) doit être un bruit blanc. Une fois les paramètres estimés, on peut calculer a posteriori les valeurs théoriques du cours et du rendement d'après les relations [10]' et [10] ".³⁵ L'estimation de [10] ne peut s'effectuer directement par les MCO, puisqu'il existe des contraintes sur les paramètres. C'est pourquoi nous avons utilisé la méthode des moindres carrés pondérés itératifs (WLS) programmée sur le logiciel Eviews 4, laquelle permet de respecter les contraintes tout en évitant les biais pouvant résulter de l'hétéroscédasticité des variables. Les résultats obtenus sont les suivants :

Anticipations extrapolatives-adaptatives – relation [10]
1957.1-1989.2 (N=66)

$\hat{r}=0.033$ (5.3)	$\hat{g}=0.76$ (1.74)	$\hat{b}=0.038$ (24.9)
$\bar{R}^2=0.9665$ $SE=0.0014$ $h(Durbin)=1.60$		

Note : WLS itératifs, les valeurs entre parenthèses sont les "t" de Student

La valeur très élevée du \bar{R}^2 étant attribuable au fait que le prix des actions figure à gauche et à droite de la régression (variable $\Pi_{(t)}$ dont l'élément retardé du dénominateur est partiellement compensé dans la régression par le rendement retardé), il est donc difficile de déduire de ce résultat un argument en faveur du modèle. En fait, si la valeur estimée du taux d'impatience réel est bien significativement positive, par contre, la valeur estimée du coefficient d'aversion au risque n'atteint pas le seuil de significativité au seuil de 5%. Bien que le taux de révision des anticipations b prenne une valeur significative conforme à celle attendue (0.038 par semestre, soit 7.6% par an), cette valeur implique une vitesse d'ajustement des anticipations aux valeurs observées qui semble très faible. Enfin, les résidus sont significativement autocorrélés (h de Durbin). Le modèle {RC-?- MP} avec anticipations extrapolatives-adaptatives conduit donc à des résultats peu défendables; il est inutile de calculer les prix et rentabilités théoriques.

2.1.4 - Anticipations extrapolatives-régressives

On suppose ici que la variation anticipée du taux $g_{(t)}$ est proportionnelle à l'écart entre sa valeur de long terme (pouvant véhiculée l'influence des fondamentaux) et sa valeur observée. Après avoir vérifié que, pour toute valeur de g compris entre 0 et 10, le taux $g_{(t)}$ est une variable stationnaire (test de Phillips-Perron), on a supposé que sa valeur de long terme correspond à sa valeur moyenne, soit :

³⁵ Au regard du test ADF, le rendement des actions (variable endogène) n'est intégré d'ordre zéro qu'au seuil de 10 %. Cependant, cette variable est cointégrée avec les variables exogènes (seuil de 5 %).

$$\begin{aligned}
E_t \{G_{(t+1)}\} &= G_{(t)} (1 + E_t \{g_{(t+1)}\}) \\
E_t \{g_{(t+1)}\} - g_{(t)} &= m(\bar{g} - g_{(t)})
\end{aligned}
\tag{11}$$

En reportant le système [11] dans la relation structurelle [2], on obtient l'expression théorique suivante du rendement:

$$\frac{D_{(t)}}{P_{(t)}} = r - m(\bar{y} - g\bar{c}) - (1-m)\Pi_{(t)} + g(1-m)\ln \frac{C_{(t)}}{C_{(t-1)}}
\tag{12}$$

où \bar{p} et \bar{c} sont les valeurs moyennes respectivement de $\Pi_{(t)}$ et du taux de variation de la consommation réelle (on a $\bar{g} = \bar{p} - g\bar{c}$). Les WLS itératifs donnent les résultats suivants :

Anticipations extrapolatives-régressives – relation [12]
1957.1-1989.2 (N=66)

$\hat{r}=0.138$ (1.9)	$\hat{g}=-10.18$ (-1.3)	$\hat{m}=0.982$ (125.9)
$\bar{R}^2=0.166$	$SE=0.0071$	$DW=0.27$

Note : WLS itératifs, les valeurs entre parenthèses sont les "t" de Student

Les valeurs économiquement absurdes des estimateurs du taux d'impatience réel (27.6% an) et de l'aversion au risque (négative) suffisent pour rejeter le modèle.

2.1.5 – Anticipations extrapolatives libres

Le taux de variation anticipé $E_t \{g_{(t+1)}\}$ est supposé dépendre des valeurs passées de $g_{(t)}$ suivant un processus dans lequel aucune contrainte ne pèse sur les coefficients :

$$\begin{aligned}
E_t \{G_{(t+1)}\} &= G_{(t)} (1 + E_t \{g_{(t+1)}\}) \\
E_t \{g_{(t+1)}\} &= \sum_{j=0}^n \mathbf{I}_{(j)} g_{(t-j)}
\end{aligned}
\tag{13}$$

En reportant le système [11] dans la relation structurelle [2] (écrite en t et t-1), on obtient l'expression théorique suivante du rendement³⁶ :

$$\frac{D_{(t)}}{P_{(t)}} = r - \sum_{j=0}^n \mathbf{I}_{(j)} \Pi_{(t-j)} + g \sum_{j=0}^n \mathbf{I}_{(j)} \ln \frac{C_{(t-j)}}{C_{(t-j-1)}}
\tag{14}$$

à laquelle correspondent les valeurs théoriques du cours et de la rentabilité (d'une manière analogue à [11]' et [11]''; seule l'expression de $F_{(t)}^*$ est modifiée). De même que

³⁶ Au regard du test ADF, le rendement des actions (variable endogène) n'est intégré d'ordre zéro qu'au seuil de 10 %. En outre, cette variable n'est cointégrée avec la (les) variable(s) exogène(s) des ajustements qui vont être présentés qu'au seuil de 15 %. Les conditions de départ ne sont donc guère très favorables à l'hypothèse jointe qui est testée !

précédemment, on utilise la méthode WLS itérative pour respecter les contraintes et éviter les biais pouvant être attribués à l'hétéroscédasticité des variables. Seuls les trois premiers retards se sont révélés significatifs ; mais les valeurs estimées des paramètres r et g sont apparues peu sensibles au nombre des retards n . Les résultats obtenus sont les suivants :

Anticipations extrapolatives libres – relation [14]

1958.1-1989.2 (N=64)

$\hat{r}=0.038$ (27.1)	$\hat{g}=-4.05$ (-1.4)	$I_o=0.023$ (3.5)	$I_1=0.018$ (2.6)	$I_2=0.013$ (1.9)
$\bar{R}^2=0.287$	$SE=0.00663$	$DW = 0.12$		

Note : WLS itératifs. Les valeurs entre parenthèses sont les "t" de Student

La valeur estimée du taux d'impatience réel est très significativement positive (7,6% l'an) mais le coefficient d'aversion prend une valeur négative bien que non significative. Les trois coefficients d'extrapolation sont significatifs, mais leurs valeurs paraissent très faibles. Si l'on ajoute que les résidus sont fortement positivement autocorrélés, on peut conclure que l'hypothèse d'anticipations extrapolatives libres ne permet pas de valider le modèle {RC-?-MP}.

2.2 – Anticipations révélées par les enquêtes de Livingston

Nous exploitons ici les enquêtes semestrielles menées par J. Livingston dont le but est de connaître l'opinion de 50 à 70 hommes d'affaires, économistes professionnels, banquiers et financiers sur l'évolution future à six et douze mois d'un certain nombre de variables macroéconomiques. Les anticipations révélées par ces enquêtes auprès d'experts peuvent *a priori* inclure ou exclure tout type d'informations, mais on doit souligner ici que les tests d'absence de biais ou d'orthogonalité menés sur ces anticipations concluent au rejet de l'hypothèse d'anticipations rationnelles.³⁷ On ne suppose donc plus *a priori* que les anticipations sont biaisées de telle ou telle manière (comme dans l'approche CLM); au contraire, constatant ce phénomène au travers des enquêtes, on suppose que les individus prennent leurs décisions sur l'opinion biaisée qu'ils révèlent à l'occasion de ces enquêtes. L'avantage de ces dernières est d'évacuer la nécessité d'une hypothèse *ad-hoc* sur le processus anticipatif, permettant ainsi de se dégager de l'hypothèse *jointe* « Euler – anticipations », rendant dès lors possible une vérification directe de l'équation d'Euler. Cependant, la limitation des données d'enquêtes tient au fait que leur utilisation n'est rigoureuse que si la moyenne (« consensus ») des anticipations des experts à un instant donné fournit un *proxy* acceptable des anticipations « du marché » à ce même instant.³⁸

³⁷ Tant au niveau du « consensus » que des groupes d'experts et des individus (voir notamment Prat (1994) et Abou et Prat (1997)). Sur la période 1957.1 à 1989.2 considérée dans le présent article, on trouve que le coefficient de régression entre le taux de variation du cours des actions (nominal) réalisé sur les 6 prochains mois et le taux de variation anticipé à 6 mois est non significativement différente de zéro.

³⁸ En fait, cette approche n'est parfaitement « propre » que si l'écart entre les anticipations du marché et celles révélées par les enquêtes est un bruit blanc. Cette hypothèse est bien sûr discutable car la « proximité au marché » n'est pas assurée pour tous les répondants. Remarquons cependant que les experts du panel Livingston sont des personnalités influentes et que les institutions bénéficiant de l'avis de ces personnalités occupent une place non négligeable dans le volume des transactions en bourse (voir Lakonishok (1980), p.922). On ne peut aussi occulter l'objection courante suivant laquelle, pour des raisons inhérentes au jeu spéculatif, les experts ne révéleraient pas leurs vraies anticipations de prix sur les marchés financiers. Il faut à ce propos relever que toute réponse individuelle reste confidentielle, qu'elle ne pèse pas significativement sur

Ces enquêtes donnent en juin et décembre de chaque année³⁹ la valeur anticipée de l'indice nominal du cours des actions industrielles cotées au NYSE, la valeur anticipée de l'indice des prix à la consommation et la valeur anticipée du GNP nominal dont la principale composante est la consommation totale (environ 80% en moyenne). A partir des "consensus" des réponses associées à ces trois variables, il n'est plus possible d'estimer directement la valeur du gain anticipée $E_t \{G_{(t+1)}\}$.⁴⁰ Par contre, on peut calculer une valeur exogène de la rentabilité réelle anticipée des actions et une valeur approchée exogène du taux de variation anticipé de la consommation réelle par habitant. C'est pourquoi les tests empiriques ont été conduits ici en considérant la relation [3], cette dernière restant bien sûr, comme la relation [2] utilisée précédemment, une conséquence directe de l'équation d'Euler. Le modèle a été estimé en suivant les trois étapes suivantes :

(i) Mesure de la rentabilité réelle anticipée à six mois des actions. On peut écrire :

$$E_t \{R_{(t+1)}|c\} = \log \frac{E_t \{P_{(t+1)}\}}{\bar{P}_{(t)}} + \frac{E_t \{D_{(t+1)}\}}{\bar{P}_{(t)}} + b \quad ; \quad \hat{b}=0.0152 \quad [15]$$

$$\text{avec } \bar{P}_{(t)} = P_{mai}^{1-c} P_{juin}^c \text{ ou } \bar{P}_{(t)} = P_{nov}^{1-c} P_{déc}^c \quad ; \quad (0 \leq c \leq 1)$$

où b traduit un biais systématique de mesure (échantillonnage, mesure de la rentabilité espérée à partir des cours anticipés...) et où $\bar{P}_{(t)}$ est une moyenne géométrique pondérée du cours réel observé en mai et juin (1^{ère} enquête de l'année) ou en novembre et décembre (seconde enquête de l'année). La valeur du biais ($\hat{b}=0.0152$) a été déterminée *a priori* de manière à ce que la rentabilité anticipée et la rentabilité observée *ex-post* aient la même moyenne sur l'ensemble de la période⁴¹ : il est en effet peu probable que, en moyenne sur l'ensemble de la période, les « vraies » anticipations soient différentes des réalisations. Quant à la pondération c , sa valeur a été estimée en même temps que les paramètres de préférences. La présence de cette pondération se justifie par le fait que les questionnaires sont envoyés aux experts dès les mois de mai et de novembre, de sorte qu'un nombre significatif d'individus expriment leurs opinions sur le prix futur non pas en juin et décembre, mais dès mai et novembre, ce qui les conduit à utiliser comme référence les indices observés à ces dates. Dans cette équation de mesure, le cours réel est obtenu en divisant le cours nominal par l'indice observé des prix à la consommation (comme précédemment), tandis que le cours réel anticipé $E_t [P_{(t+1)}]$ est donné par le rapport entre l'indice anticipé des cours et l'indice anticipé à six mois des prix à la consommation révélé par les mêmes enquêtes aux mêmes dates. Concernant les dividendes réels anticipés

le consensus, et qu'en outre ce dernier n'est rendu public qu'au cours du mois suivant l'enquête. Ces conditions paraissent donc éliminer tout mobile pouvant conduire les experts à ne pas révéler leur véritable opinion.

³⁹ Les questionnaires sont envoyés début mai et début novembre, les réponses devant en principe parvenir respectivement pour la mi-juin et la mi-décembre. En fait, les retours s'étalent jusqu'à la fin du mois.

⁴⁰ Ceci tient au fait que l'on a l'inégalité suivante :

$$E_t \{G_{(t+1)}\} = E_t \left\{ \frac{P_{(t+1)} + D_{(t+1)}}{C_{(t+1)}^{1+r}} \right\} \neq \frac{E_t \{P_{(t+1)}\} + E_t \{D_{(t+1)}\}}{E_t \{C_{(t+1)}^{1+r}\}}$$

⁴¹ Sachant que la valeur de b est pratiquement indépendante de celle de c .

$E_t[D_{(t+1)}]$, cette variable a été pré-estimée en deux temps : estimation d'un processus ARMA pour déterminer les dividendes nominaux anticipés⁴², puis division de ces derniers par l'indice anticipé des prix à la consommation. En fait, bien qu'arbitraire, cette estimation des dividendes anticipés n'est guère très gênante car la valeur de la rentabilité espérée est très peu sensible à l'hypothèse retenue pour déterminer $E_t\{D_{(t+1)}\}$, les variations attendues de cours étant l'élément dominant de la variance.

(ii) dans le cadre du modèle {RC-?-MP} sous l'hypothèse d'une fonction d'utilité CRRA, la rentabilité espérée doit satisfaire l'expression suivante⁴³:

$$E_t\{R_{(t+1)}|c\} = r + g + 1n \frac{E_t\{C_{(t+1)}\}}{C_{(t)}} + Z_{(t)}(g,c) + u_{(t)} \quad [16]$$

avec $Z_{(t)}(g,c) = Cov_t\{-1/C_{(t+1)}^g, R_{(t+1)}\} / E_t\{1/C_{(t+1)}^g\}$.

où $u_{(t)}$ correspond à l'erreur du modèle. Sachant que la rentabilité espérée est mesurée d'après [15], il faut connaître le taux de variation anticipé de la consommation réelle par habitant ainsi que la variable $Z_{(t)}(g,c)$ pour pouvoir estimer [16]. Concernant la première variable, les enquêtes de Livingston ne comportent pas de questions sur la consommation future mais sur les valeurs future du GNP nominal dont la composante principale est la consommation totale. Pour obtenir une estimation du taux de croissance anticipé de la consommation, on a commencé par régresser le taux de variation observé de la consommation nominale totale sur les taux de variation actuel et passés du GNP ainsi que sur les valeurs passées d'autres variables retardées. On a ensuite pu en déduire un *proxy* du taux de variation anticipé de la consommation réelle par habitant $1n \frac{E_t\{C_{(t+1)}\}}{C_{(t)}}$.⁴⁴

⁴² Soit $D_{(t)}^n$ les dividendes nominaux en base annuelle; on obtient le processus AR(2) suivant :

$$\ln D_{(t)}^n = 1.48 \ln D_{(t-1)}^n - 0.46 \ln D_{(t-2)}^n + 0.010 + \hat{e}_{(t)} \quad \bar{R}^2 = 0.9982 \quad ; \quad DW = 2.06$$

(13.6) (1.3)

Puisque $E_t[\hat{e}_{(t+1)}] = 0$, on en déduit $E_t[D_{(t+1)}^n] = \exp[1.48 \ln D_{(t)}^n - 0.46 \ln D_{(t-1)}^n + 0.010]$. Enfin, les dividendes réels

anticipés en base semestrielle sont donnés par $E_t[D_{(t+1)}] = \frac{1}{2} E_t[D_{(t+1)}^n] / E_t[P_{(t+1)}]$ où $E_t[P_{(t+1)}]$ représente l'indice anticipé à 6 mois des prix à la consommations (enquêtes).

⁴³ L'équation [16] est une expression approchée de [3].

⁴⁴ L'équation obtenue pour le taux de variation de la consommation nominale totale $CT_{(t)}$ est la suivante (k et

SC représentent respectivement le taux de rendement du papier commercial à six mois sur le marché monétaire et l'indice du Sentiment du Consommateur (*Consumer Sentiment Index* construit par le *Survey Research Center* de l'université du Michigan à partir d'enquêtes auprès des ménages américains; cet indice traduit l'opinion des ménages sur leurs situations financières personnelles et sur l'état actuel et futur de l'économie américaine en général; il est fondé sur la différence entre les opinions favorables et défavorables):

$$\ln \frac{CT_{(t)}}{CT_{(t-1)}} = 0.398 \ln \frac{GNP_{(t)}}{GNP_{(t-1)}} + 0.120 \ln \frac{GNP_{(t-1)}}{GNP_{(t-2)}} - 0.00037 SC_{(t-1)} - 0.0025(k_{(t-1)} - k_{(t-2)}) + 0.050 + \hat{e}_{(t)} \quad \bar{R}^2 = 0.47 \quad ; \quad DW = 2.09$$

(6.0) (2.0) (2.0) (-3.6) (-3.0) (5.1)

Quant à la variable $Z_{(t)}(\mathbf{g}, c)$, on suppose que la covariance instantanée, considérée en t mais relative aux valeurs de $1/C^{\mathbf{g}}$ et R en $t+1$, se confond avec la covariance des anticipations faites sur ces variables en t pour $t+1$. Cette hypothèse présente l'avantage de ne faire intervenir que des variables connues à l'instant t tout en respectant le contenu « forwardien » de la covariance:⁴⁵

$$Cov_t \left\{ -1/C_{(t+1)}^{\mathbf{g}}, R_{(t+1)} \right\} = Cov_t \left\{ -E_t \left[1/C_{(t+1)}^{\mathbf{g}} \right], E_t \left[R_{(t+1)} | c \right] \right\} = - \left(E_t \left[1/C_{(t+1)}^{\mathbf{g}} \right] - MOYC \right) \times \left(E_t \left[R_{(t+1)} | c \right] - MOYR \right) \quad [17]$$

où $MOYC$ et $MOYR$ représentent respectivement les moyennes de $E_t \left[1/C_{(t+1)}^{\mathbf{g}} \right]$ et de $E_t \left[R_{(t+1)} | c \right]$ et où l'on a, pour une valeur donnée de \mathbf{g} , $E_t \left[1/C_{(t+1)}^{\mathbf{g}} \right] = 1/C_{(t)}^{\mathbf{g}} \left(1 - \mathbf{g} \ln \frac{E_t \{ C_{(t+1)} \}}{C_{(t)}} \right)$, sachant que $\ln \frac{E_t \{ C_{(t+1)} \}}{C_{(t)}}$ est pré-estimé comme indiqué ci-dessus, $E_t \left[R_{(t+1)} | c \right]$ étant donné par la relation [15] pour une valeur donnée de c . Finalement, $Z_{(t)}(\mathbf{g}, c)$ est obtenue en multipliant la variable Cov_t ainsi estimée par $E_t \left[1/C_{(t+1)}^{\mathbf{g}} \right]$.

(iii) Pour des valeurs fixées de γ et c , la rentabilité réelle espérée $E_t \left\{ R_{(t+1)} | c \right\}$ et la variable $Z_{(t)}(\mathbf{g}, c)$ sont calculées d'après [15] et [17] et une estimation de l'équation [16] est faite par les WLS en imposant dans cette dernière équation les valeurs fixées des deux paramètres. Afin de déterminer les valeurs optimales des paramètres, on fait varier la valeur de \mathbf{g} dans la fourchette [0,10] et celle de c dans la fourchette [0,1], le pas étant dans les deux cas égal à 0.01 : les estimateurs sont donnés par les valeurs minimisant la variance des résidus $\hat{u}_{(t)}$. Les premiers résultats ayant montré des paramètres significatifs mais avec une légère autocorrélation des résidus, le modèle a été re-estimé dans une seconde étape en

Cette équation permet de déduire l'équation de mesure du taux anticipé à six mois :

$$\ln \frac{E_t \left\{ CT_{(t+1)} \right\}}{CT_{(t)}} = 0.398 \ln \frac{E_t \left\{ GNP_{(t+1)} \right\}}{GNP_{(t)}} + 0.120 \ln \frac{GNP_{(t)}}{GNP_{(t-1)}} - 0.00037 SC_{(t)} - 0.0025 (k_{(t)} - k_{(t-1)}) + 0.050 .$$

En soustrayant de ce dernier taux le taux d'inflation anticipé à 6 mois (enquêtes) et le taux de croissance de la population, on obtient le taux de variation attendu de la consommation réelle par habitant $\ln \frac{E_t \{ C_{(t+1)} \}}{C_{(t)}}$ (on

a constaté que ce taux a pratiquement une même moyenne que le taux observé). Le signe négatif obtenu pour la variable SC tend à indiquer que, lorsque l'agent représentatif pense que sa situation économique financière est en voie d'amélioration, il envisage une hausse de son épargne (i.e. une baisse de sa consommation), ce comportement correspondant à la volonté de répartir d'une manière optimale ses consommations au cours du temps, le signe négatif de la variation du taux d'intérêt ne faisant que renforcer ce comportement d'arbitrage intertemporel.

⁴⁵ Cette hypothèse revient à supposer la nullité de la covariance entre les erreurs d'anticipation sur les deux variables $1/C_{(t+1)}^{\mathbf{g}}$ et $R_{(t+1)}$ ainsi que la nullité des covariances entre l'erreur associée à une variable et la valeur de l'autre variable. A priori, on ne voit pas de raisons laissant penser qu'il n'en est pas ainsi.

tenant compte de cette propriété afin d'obtenir des estimateurs plus efficaces.⁴⁶ Les résultats sont les suivants⁴⁷ :

Anticipations révélées par les enquêtes de Livingston (équation [16])
(1957.1 à 1989.2, N=66)

$$E_t \left\{ R_{(t+1)} | \hat{c}=0.25 \right\} = \frac{0.024 + 1.28 \ln \frac{E_t \left\{ C_{(t+1)} \right\}}{C_{(t)}}}{(4.2) \quad (3.2)} + \frac{0.84 Z(\hat{g}=1.28, \hat{c}=0.25)}{(7.6)} + \frac{0.26 \hat{u}_{(t-1)}}{(2.2)} + \hat{x}_{(t)} \quad [18]$$

$$\bar{R}^2=0.606 ; \mathbf{s}(\hat{x}_{(t)})=0.0301 ; \hat{r}=0.024 ; \hat{g}=1.28 ; \hat{c}=0.25$$

Note : WLS itératifs. Les valeurs entre parenthèses sont les "t" de Student

Les valeurs estimées du taux d'impatience (4.8% par an) et du coefficient d'aversion au risque (1.28) sont significatives et paraissent économiquement acceptables. On remarque aussi que la valeur laissée libre du coefficient de régression de variable $Z_{(t)}(\hat{g}, \hat{c})$ n'est pas exagérément éloignée de sa valeur théorique qui est l'unité, ce qui est satisfaisant dans la mesure où l'écart à l'unité peut dès lors refléter l'incertitude pesant sur l'estimateur.⁴⁸ Enfin, au seuil de 5%, les résidus $\hat{x}_{(t)}$ se sont avérés stationnaires (test de Phillips-Perron), non significativement autocorrélés (test LM de Breusch-Godfrey) et sans hétéroscédasticité significative (test ARCH). La **figure 1** montre la corrélation existant entre les valeurs observées de la rentabilité espérée (équation [15]) et les valeurs théoriques (partie droite de l'équation [18], résidu retardé et résidu final exclus), tandis que la **figure 2** montre qu'une liaison significative existe entre d'une part la rentabilité espérée des actions diminuée de la prime de risque estimée, soit $E_t \left\{ R_{(t+1)} | \hat{c}=0.25 \right\} - 0.84 Z_{(t)}(\hat{g}=1.28, \hat{c}=0.25)$, et d'autre part la valeur théorique estimée implicite du taux d'intérêt réel sans risque, soit $\hat{k}_{(t)}^r = 0.024 + 1.28 \ln \frac{E_t \left\{ C_{(t+1)} \right\}}{C_{(t)}}$.⁴⁹

INSERER FIGURE 1

INSERER FIGURE 2

On se pose finalement la question de savoir si les valeurs implicites du taux d'intérêt réel sans risque estimé restent compatibles avec celles du taux d'intérêt réel observé. En principe, si ces deux taux étaient égaux, la différence entre le taux nominal sur un

⁴⁶ Cette autocorrélation pourrait traduire l'existence d'un délai d'ajustement entre la rentabilité espérée des experts et la rentabilité espérée théorique, cette dernière correspondant à l'équation d'Euler. En effet, la significativité du résidu retardé peut traduire l'existence d'un modèle à correction sur lequel la contrainte d'égalité à l'unité est imposée sur le coefficient associé à la variation de la cible. Suivant cette hypothèse, la valeur estimée faible du coefficient du résidu retardé indiquerait un ajustement rapide.

⁴⁷ Deux variables muettes (valant respectivement 1 en 1987.2 et 1988.1 et 0 pour les autres dates) ont été introduites pour capturer les éventuelles perturbations occasionnées par le krach d'Octobre 1987. Ces variables se sont révélées non significatives et ont donc été supprimées de l'ajustement.

⁴⁸ L'écart-type estimé indique qu'il y a 95% de chances pour que ce paramètre soit compris entre 1.06 et 0.62.

⁴⁹ Même si les écarts (résidus) sont les mêmes sur les figures 1 et 2, la corrélation entre les deux grandeurs de la figure 2 n'est pas une conséquence nécessaire de la corrélation existant entre les grandeurs de la figure 1. La figure 2 présente l'intérêt de regrouper d'une part toutes les variables faisant intervenir les anticipations boursières et d'autre part le taux réel sans risque estimé, ce dernier ne dépendant que des variations anticipées de la consommation.

placement à six mois sans risque et le taux réel sans risque estimé serait égale au taux d'inflation anticipé à six mois. Dans le but d'apprécier la validité de cette condition et sachant que $k_{(t)}$ est le rendement du papier commercial à six mois sur le marché monétaire américain, la **figure 3** donne les évolutions comparées de la différence $k_{(t)} - \hat{k}_{(t)}^r$ et du taux

d'inflation anticipé $\ln \frac{E_t [P_{(t+1)}]}{P_{(t)}}$ tel qu'il est mesuré d'après les enquêtes de Livingston, ce

dernier étant diminué d'une constante de calage arbitraire égale à 0.03: avec une même échelle, les deux grandeurs suivent la même évolution générale.⁵⁰ La constante de calage peut notamment capturer deux sources d'erreurs. La première serait l'existence d'un écart systématique entre l'inflation anticipée par les opérateurs sur le marché monétaire (contenue dans le taux $k_{(t)}$) et l'inflation anticipée déduite des enquêtes de Livingston; mais un tel biais ne saurait expliquer à lui seul la valeur de cette constante. La seconde source d'erreur peut tenir à l'incertitude pesant sur les estimateurs des paramètres de préférences qui interviennent dans le calcul du taux $\hat{k}_{(t)}^r$: nous avons vérifié qu'en calculant ce dernier taux avec les bornes inférieures des paramètres r et g (appartenant à intervalle de confiance au risque de 5% dans [18]), l'écart systématique de 0.03 disparaît pratiquement. Les résultats obtenus sur le marché des actions semblent donc approximativement compatibles avec l'évolution du taux d'intérêt.

INSERER FIGURE 3

Dans l'ensemble, les résultats obtenus avec les données d'enquêtes permettent de conclure que « tout se passe comme si » les agents informés (représentés par les experts de Livingston) adoptaient à chaque date un comportement « eulérien », mais sur la base d'anticipations non rationnelles.⁵¹ Autrement dit, en admettant que les enquêtes fournissent un *proxy* des anticipations du marché, l'agent représentatif serait caractérisé par un comportement « semi-lucasien ».

Conclusion

Les vérifications empiriques de la littérature portant sur le modèle de Lucas ont notamment été menées dans le but de savoir dans quelle mesure l'équation d'Euler permet de rendre compte des deux premiers moments des rentabilités boursières. En conservant une fonction d'utilité classique de type CRRA et des préférences indépendantes de l'état de la

⁵⁰ La volatilité de l'écart $k_{(t)} - \hat{k}_{(t)}^r$, plus importante que celle de l'inflation anticipée, peut être attribué au fait que le taux $k_{(t)}$ contient une prime (de risque - liquidité) liée au fait que le papier monétaire à six mois reste négociable avant son échéance, alors le taux estimé $\hat{k}_{(t)}^r$ correspond en principe à un taux réel pur.

⁵¹ Sur la question de savoir comment se forment les anticipations boursières des experts de Livingston, voir Abou et Prat (2000).

nature, la contribution de Cecchetti, Lam et Mark (2000) a montré que l'introduction d'anticipations biaisées dans cette équation permet une telle explication, fournissant ainsi une résolution des *puzzles* concernant la moyenne et la variance des rentabilités. La contribution de Park (2003) a confirmé ces résultats en utilisant les anticipations boursières révélées par les enquêtes de Livingston auprès d'experts, dont il a été montré qu'elles ne sont pas rationnelles et affectées par des biais analogues à ceux supposés par CLM.

Ces travaux montrent donc à la fois l'intérêt de lever l'hypothèse d'anticipations rationnelles et celle d'utiliser les anticipations révélées par les enquêtes d'opinion pour représenter les anticipations. Mais ils laissent en suspens deux questions importantes. La première, de nature théorique, est de savoir comment justifier l'introduction d'anticipations non rationnelles dans le modèle d'équilibre général de Lucas, puisque ce dernier repose sur un programme de maximisation intertemporel dont la résolution nécessite l'hypothèse d'anticipations rationnelles. La seconde, de nature empirique, est celle de la représentation des rentabilités par date, phénomène totalement laissé de côté par l'ensemble de la littérature sur le sujet.

Cet article s'est efforcé de répondre à ces deux interrogations. En premier lieu, il a été montré qu'à condition d'interpréter l'équation d'Euler dans un cadre d'équilibres temporaires, il est possible d'y introduire des anticipations quelconques, rationnelles ou non rationnelles. En second lieu, en conservant une fonction d'utilité classique de type CRRA et des préférences non dépendantes de l'état, on a montré que les hypothèses courantes sur la représentation des anticipations (rationalité, processus adaptatif, extrapolatif et régressif) conduisent à des résultats mitigés ou négatifs. Par contre, sous les mêmes conditions, les anticipations révélées par les enquêtes de Livingston ont permis de montrer qu'avec des paramètres de préférences prenant des valeurs raisonnables, « tout se passe comme si » les experts répondant à ces enquêtes se comportaient suivant l'équation d'Euler, mais avec des anticipations non rationnelles. Autrement dit, *les individus seraient effectivement munis d'une rationalité instrumentale mais non d'une rationalité cognitive*. Finalement, ces résultats plaident en faveur d'un rapprochement entre la « finance néoclassique » (avec l'équation d'Euler) et de la finance « comportementale » (avec les anticipations non rationnelles).

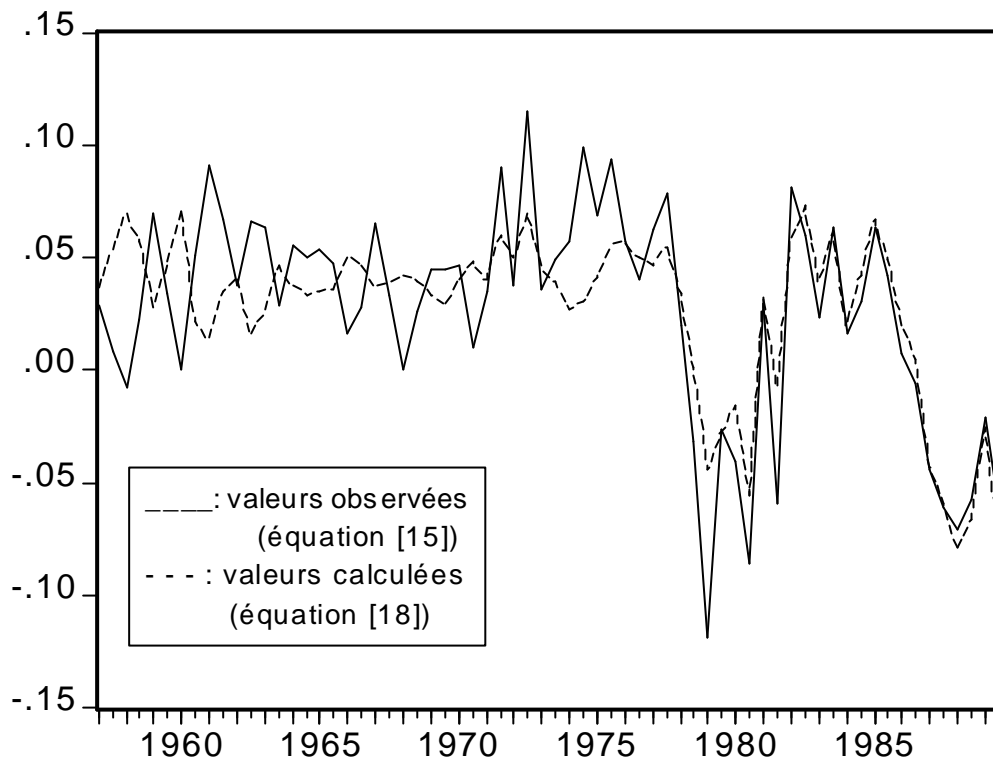


Figure 1 - Valeurs observées et calculées de la rentabilité réelle espérée des actions industrielles 1957.1 à 1989.2

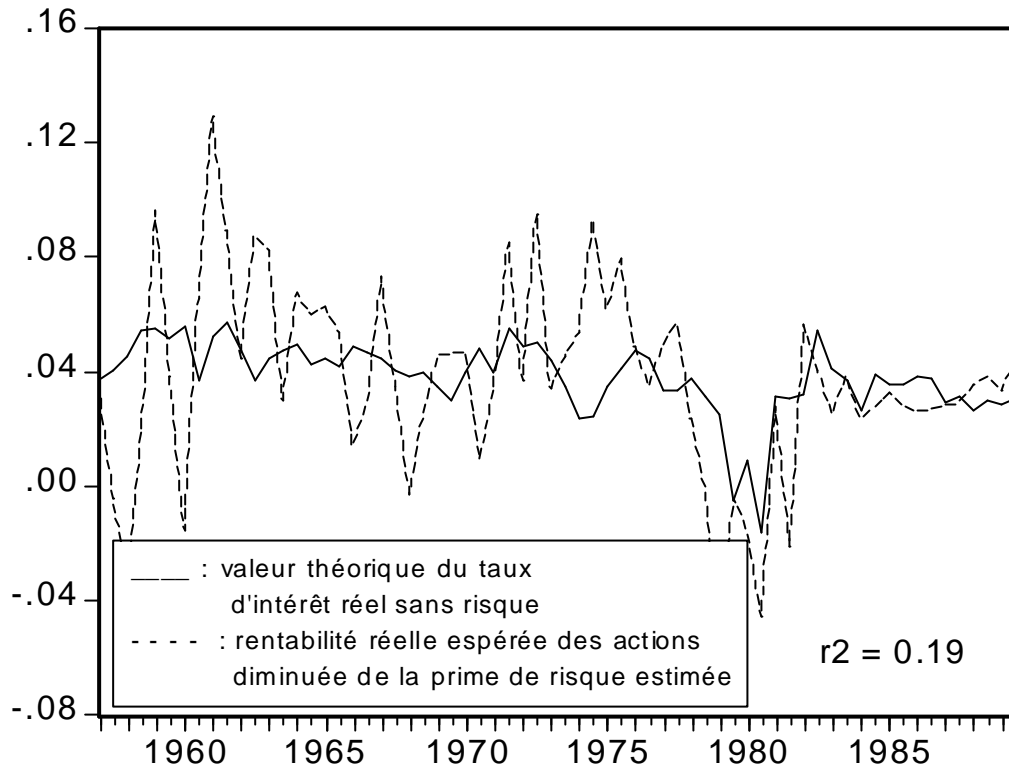


Figure 2 - Rentabilité réelle espérée des actions diminuée de la prime de risque estimée et valeur estimée du taux d'intérêt réel sans risque 1957.1 à 1989.2

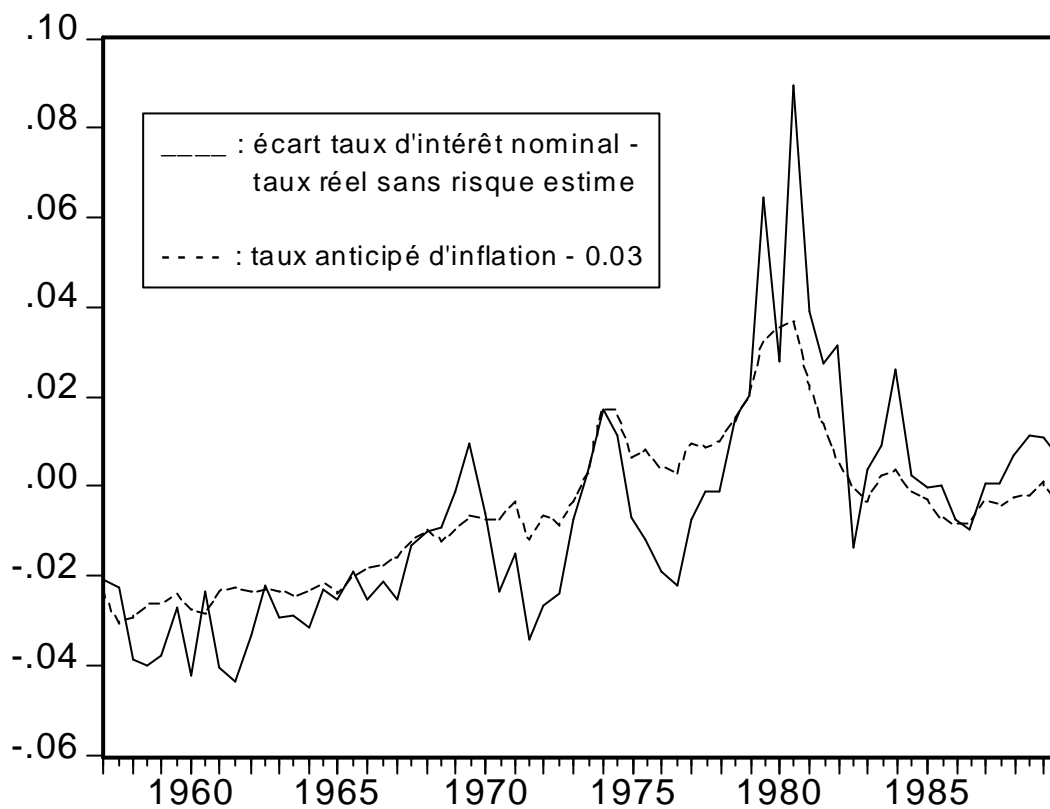


Figure 3 - Ecart entre le taux d'intérêt nominal et le taux d'intérêt réel sans risque estimé, et taux anticipé d'inflation 1957-1 à 1989-2

REFERENCES

- Abel (A.B.)**, An exploration of the effects of pessimism and doubt on asset return, NBER WP N°8132, 2001, 28 p.
- Abou (A.) et Prat (G.)**, A propos de la rationalité des anticipations boursières: quel niveau d'agrégation des opinions?", *Revue d'Economie Politique*, (5), 647-69, 1997.
- Abou (A.) et Prat (G.)**, Modelling stock price expectations : lessons from microdata, in *Price Expectations in Goods and Financial Markets*, F. Gardes et G.Pratt Eds., Edward Elgar, pp. 313-46, juillet 2000.
- Aiyagari (S.R.) et Mark (G.)**, Asset returns with transactions costs and undiversifiable individual risk, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 27, N°3, Juin 1991, pp.311-31.
- Attanasio (O.), Banks (J.) et Tanner (S.)**, Asset holding and consumption volatility, *NBER Working Paper Series*, N°6567, Mai 1998, 30 p.
- Campbell (J.Y.) et Cochrane (J.H.)**, By force of habit: a consumption-based explanation of aggregate stock market behavior, *Journal of Political Economy*, 1999, Vol. 107 N°21, 205-51.
- Cechetti (S.G.), Lam (P.S.) et Mark (N.C.)**, Asset pricing with distorted beliefs: are equity returns too good to be true?, *American Economic Review*, 80, 787-805, 2000.
- Cho (J.) et Dokko (Y.)**, Risk aversion in the expected and the non-expected utility functions, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 3, Décembre 1993, pp.421-27.
- Cochrane (J.H.)**, Where is the market going? Uncertain facts and novel theories, *Economic Perspectives, A Review of the Federal Reserve Bank of Chicago*, Nov-Déc. 1997, pp.3-37.
- Cogley (T.)**, A frequency decomposition of approximation errors in stochastic discount factor models, *International Economic Review*, May 2001, vol. 42, no. 2, pp. 473-503.
- Constantinides (G.M.)**, Habit formation: a resolution of the equity premium puzzle, *Journal of political Economy*, Vol.98, Juin 1990, pp.519-43.
- Epaulard (A.) et Pommeret (A.)**, L'énigme de la prime de risque: une application aux données françaises, *Revue d'Economie politique*, 111 (4), 2001, 611-37v.
- Epstein (L.G.) et Zin (S.E.)**, Substitution, Risk aversion and the behavior of consumption and asset returns: a theoretical framework, *Econometrica*, 57, 1989, pp.937-69.
- Fama (E.)**, Stock returns, expected return and real activity, *Journal of Finance*, Septembre 1990, 1089-1108.
- Feige (E.L.) et Pearce (D.K.)**, Economically rational expectation: are innovations in the rate of inflation independent of innovations in measures of monetary and fiscal policy? *Journal of Political Economy*, Juin 1976, pp.499-522.
- Grandmont (J.M.)**, Théorie de l'équilibre temporaire général, *Revue Economique*, Vol. 27, N°5, sept. 1976, pp.805-43.
- Grossman (S.J.)**, On the efficiency of competitive stock markets where trades have diverse information, *Journal of Finance*, Vol.XXXI, N°2, 1976, 573-85.
- Grossman (S.J.) et Stiglitz (J.E.)**, On the impossibility of informationally efficient markets, *Journal of Economic Theory*, Vol. 70, N°3, 1980, 393-408.
- Hansen (L.P.) et Jagannathan (R.)**, Assessing specification errors in stochastic discount factor models, *Journal of Finance*, 52, 1997, 557-90.

- Hansen (L.P.), Sargent (T.J.) et Tallarini (T.D.),** Robust permanent income and pricing, University of Chicago, manuscrit, 1997.
- Heaton (J.H.),** An empirical investigation of asset pricing with temporally dependant preference specifications, *Econometrica*, Vol.63, Mai 1995, pp.681-717.
- Heaton (J.H.) et Lucas (D.J.),** The importance of investor heterogeneity and financial market imperfections for the behavior of asset prices, *Carnegie-Rochester, Serie Public Policy*, 1995.
- Heaton (J.H.) et Lucas (D.J.),** Evaluating the effects of incomplete markets on risk sharing and asset pricing, *Journal of Political Economy*, Vol.104, Juin 1996, pp.443-87.
- Hong (H), Lim (T.) et Stein (J.C.),** Bad news travels slowly: size, analyst coverage and the profitability of momentum strategies, *NBER Working Paper 655*, Mai 1998.
- Korniotis (G.M.),** Testing for External Habits formation among the fifty U.S. States, Working Paper, *University of Notre Dame*, Janvier 2004, 52p.
- Labadie (P.),** Stochastic inflation and the equity premium, *Journal of Monetary Economics*, 24, 1989, pp.277-98.
- Lakonishok (J.),** Stock market returns expectations : some general properties, *Journal of Finance*, 35(4), 1980, pp. 921-31
- Lucas (R.E.),** Asset prices in an exchange economy, *Econometrica*, Novembre 1978, 46, pp.1429-45.
- Luttmer (E.),** What levels of fixed costs can reconcile consumption and stock returns?, *Journal of Political Economy* 107, 969-97.
- Melino (A.) et Yang (A.X.),** State dependant preferences can explain the equity premium puzzle, 37th Annual Meeting of the Canadian Economic Association, Carleton University, Ottawa, 30 Mai - 1er Juin 2003.
- Mehra (R.) et Prescott (E.),** The equity premium: a puzzle, *Journal of Monetary Economics*, 15, 1985, pp.145-61.
- Park (C.),** Rational beliefs or distorted beliefs: equity premium puzzle and micro survey data, Working Paper N°0303, *National University of Singapore*, May 2003, 29p.
- Prat (G.),** La formation des anticipations boursières, États-Unis, 1956 à 1989, *Économie et Prévision*, n°1, 1994, pp. 101-25.
- Rietz (T.A.),** The equity risk premium: a solution, *Journal of Monetary Economics*, Juillet 1988, 22(1), pp.117-31.
- Shiller (R.J.),** Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends? *American Economic Review*, (71), 1981, pp.421-36.
- Shleifer (A.),** *Inefficient Markets*, Oxford University Press, 2000.
- Weil (P.),** The equity premium puzzle and the risk-free rate puzzle, *Journal of Monetary Economics*, Vol.24, Nov. 1989, pp.401-21.