

Le « modèle de la Fed » et la prévisibilité des rentabilités : Sur un malentendu ça pourrait marcher

Christophe Boucher*

ESG, CERESG

Université Paris-Nord, CEPN, France

*« Et avec quelle quantité d'illusions ai-je dû naître
pour pouvoir en perdre une chaque jour ! »*

Emil Cioran

I Introduction

Le « modèle de la Fed » est devenu un outil couramment employé outre-atlantique pour juger de la juste valeur des actions au niveau agrégé. L'application de ce modèle semble maintenant se diffuser à l'ensemble des marchés actions internationaux¹. Il compare simplement le rendement en bénéfices des actions (le ratio bénéfice-cours) à celui des obligations à 10 ans du gouvernement. Lorsque le ratio bénéfice-cours (dorénavant, B/C) est inférieur (supérieur) au rendement des obligations, le marché est considéré comme sur-évalué (sous-évalué). Traditionnellement, les méthodes utilisées pour évaluer la « cherté » des actions consistent à comparer les ratios de valorisation tels que le PER ou le rendement en dividendes à une valeur absolue. Dans le « modèle de la Fed », la valeur de référence est liée au contraire à un autre prix d'actif, celui du marché obligataire.

Bien qu'appliqué par de nombreux analystes et stratèges parmi les plus influents², ce modèle – que la Réserve Fédérale n'a par ailleurs jamais officiellement cautionné – souffre de deux difficultés majeures. En premier lieu, il compare un indicateur réel (le ratio B/C) à un indicateur nominal (le rendement des obligations d'État) témoignant ainsi d'une illusion nominale de la part de ses protagonistes (Asness, 2003). En second lieu, l'évidence graphique suggère que ce modèle a pu décrire l'évolution de la valorisation des actions aux États-Unis seulement sur une période

réduite de l'histoire financière (depuis la fin des années 1960) et de manière tout à fait approximative.

L'objectif de ce papier est d'évaluer empiriquement le « modèle de la Fed » et d'examiner plus généralement la relation entre le ratio B/C et le rendement des obligations d'État à 10 ans pour sept pays sur une période couvrant trois décennies. En particulier, nous examinons la stabilité du « modèle de la Fed » et le processus d'ajustement entre le ratio B/C et le rendement des obligations à partir de tests de stationnarité avec et sans rupture ainsi que de tests de cointégration linéaire et non-linéaire. Nous cherchons ensuite à tester le pouvoir prédictif sur les fluctuations des cours boursiers – en échantillon et hors échantillon – du « modèle de la Fed » et du « modèle de Graham et Dodd » qui présume une relation linéaire entre le ratio B/C et le rendement des obligations.

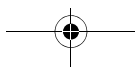
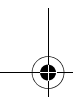
La suite de ce papier est organisée comme suit : dans la section 2, nous rappelons l'origine du « modèle de la Fed » et nous le discutons. Les tests de stationnarité et de cointégration sont présentés dans la section 3. Nous examinons dans la section 4, le pouvoir prédictif à court et long terme du « modèle de la Fed ». La conclusion fait l'objet de la section 5.

II Le « modèle de la Fed »

1. Origines

Lors de son compte rendu semestriel de politique monétaire devant la Commission bancaire du Sénat (le Humphrey Hawkins Testimony) le 22 juillet 1997, Alan Greenspan fait implicitement référence à un modèle de valorisation pour l'indice S & P 500 en comparant le ratio B/C prospectif à douze mois (bénéfices du consensus IBES) au rendement des obligations gouvernementales à long terme :

* Christophe Boucher, ESG, 25 rue Saint Ambroise, 75011 Paris, France ;
e-mail: Ch.boucher@tiscali.fr.



« the ratio of prices in the S & P 500 to consensus estimates of earnings over the coming twelve months has risen further from levels that were already unusually high. Changes in this ratio have often been inversely related to changes in long-term Treasury yields [...]. As a result, the yield on ten-year Treasury notes now exceeds the ratio of twelve-month-ahead earnings to prices by the largest amount since 1991 [...] ».

Cette allocution de Alan Greenspan fait suite à sa mise en garde contre l'« exubérance irrationnelle » des marchés quelques mois plus tôt alors que l'indice S & P 500 enregistrait une croissance annualisée de 25 % sur 24 mois et que son PER atteignait ses plus hauts niveaux historiques de l'époque³. Popularisé et rebaptisé le « modèle de la Fed » par de nombreux analystes et en particulier Edward Yardeni, alors stratège à la Deutsche Bank, la Réserve Fédérale ne reconnaîtra jamais par la suite ce modèle.

La Réserve Fédérale n'a cherché qu'à tester le pouvoir prédictif d'une théorie assez ancienne et bien connue qui présume une relation linéaire entre le ratio B/C et le rendement des obligations dans un document de travail publié en janvier 1997. Dans cette étude, Lander et al (1997) formalisent cette relation à partir d'un modèle à correction d'erreurs et en tirent des règles de trading applicables en temps réel. Les auteurs testent ce modèle pour l'indice S & P 500 en utilisant les rendements des obligations gouvernementales de différentes maturités (3, 7, 10, 30 ans) ainsi que le rendement des obligations d'entreprises classées AAA. Ils retiennent les bénéfices prévus collectés par I/B/E/S auprès d'analystes. Les auteurs déduisent de ce modèle une règle de trading en fonction du signe de la prime de risque prévue (par rapport au rendement des bons du Trésor à un mois). Lorsque le modèle prévoit – hors échantillon – une prime de risque positive, le portefeuille est investi entièrement en actions. À contrario, une prime prévue négative entraîne une réallocation du portefeuille dans l'actif sans risque. Sur la période 1984-1996, la règle de trading permet d'obtenir une rentabilité plus importante et moins volatile que celle obtenue à partir d'une stratégie de gestion passive de type achat-détention (*buy-and-hold*). Notons que les auteurs obtiennent sur la période 1979-1996 un coefficient proche de l'unité dans la relation linéaire d'équilibre qui lie le ratio B/C au rendement des obligations gouvernementales à 10 ans⁴.

Les auteurs formalisent ainsi l'observation de Benjamin Graham et David Dodd selon laquelle la valorisation des actions et le rendement des obligations sont liées par une relation linéaire d'équilibre et qu'en conséquence les cours boursiers évoluent de façon à restaurer cet équilibre. Dans leur ouvrage de 1951, Graham et Dodd comparent sur des données annuelles l'indice Dow Jones Industrial à une « valeur centrale » obtenue en comparant les rendements en bénéfices historiques et les rendements d'obligations privées classées AAA. Dans leur édition de 1962, ils précisent les fondements de cette comparaison :

« Theoretical analysis suggests also that both the dividend yield and the earnings yield on common stocks should be strongly affected by changes in long-term interest rates. It is assumed that many investors are constantly making a choice between stock and bond purchases ; as the yield on bonds advances, they would be expected to demand a correspondin-

gly higher return on stocks, and conversely as bond yields decline » (Security Analysis, 4th edition, 1962, p. 510).

Il est donc supposé implicitement que l'arbitrage entre actions et obligations dans le portefeuille des investisseurs s'opère sur la base du rendement en bénéfices des actions et non sur son rendement « total » espéré. Le « modèle de la Fed » et le « modèle de Graham et Dodd » (dorénavant noté « modèle GD ») font donc peu de cas de la croissance anticipée des bénéfices ou des dividendes et de la prime de risque espérée pour un investissement en actions.

2. Valeur intrinsèque, « modèle de la Fed » et illusion nominale

La littérature financière attribue généralement à Graham et Dodd (1934) et Williams (1938) l'idée que le prix d'une action puisse être déterminé par les fondamentaux comme les bénéfices et/ou les dividendes. Dès ses premières formulations explicites, la « valeur intrinsèque » s'oppose au prix de marché susceptible d'être « manipulé » ou « soumis aux excès psychologiques ». L'analyse développée par Graham et Dodd (1934) conduit à un ensemble de règles à adopter par un investisseur tel que la comparaison de la valeur observée des ratios de valorisation avec leur juste valeur, mais elle n'aboutit pas à une formulation explicite et précise de la valeur fondamentale. Le pas est franchi par Williams (1938) qui exprime de manière formalisée la valeur intrinsèque d'un titre comme la valeur actualisée des dividendes futurs auxquels il donne droit⁵.

Une action est alors considérée comme une forme risquée d'obligation sans principal avec des coupons versés à perpétuité dont le montant ne serait pas défini (Preinreich, 1932). Le modèle de la valeur présente dans un univers certain est présenté par Williams (1938) de la manière suivante :

$$P_0 = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{D_t}{(1+r_t)^t}, \quad (1)$$

où D_t est le dividende reçu à la date t , r_t est le taux d'intérêt courant sans risque pour un placement jusqu'à la date t , P_0 est la valeur courante de l'action. Les investisseurs sont supposés implicitement neutres au risque car les dividendes futurs sont actualisés au taux d'intérêt sans risque. Par la suite, le taux d'actualisation incorporera une prime de risque.

L'ouvrage de Williams (1938) contient également la dérivation du modèle (1) lorsque le taux d'intérêt est constant et lorsque les dividendes sont versés à perpétuité et progressent à un taux constant, g :

$$P_0 = \frac{D_0 v}{(1-v)}, \quad (2)$$

où $v = (1+g)/(1+r)$. Williams note que l'existence d'un prix fini requiert que $g < r$. L'équation (2) représente la « formule de Gordon-Shapiro » avant sa reformulation par Gordon et Shapiro (1956). Ces derniers auteurs popularisent cette formulation en la réécrivant sous la forme :

$$k = D_1/P_0 + g \quad (3)$$

où k , le taux de profit (*rate of profit*) selon les termes des auteurs, est égal à r dans un univers certain. Dans un univers incertain, il peut être interprété comme le rendement espéré du titre. Le rendement espéré des actions qui se compose du rendement de l'actif sans risque, r , et d'une prime de risque, x , peut donc s'écrire comme la somme du rendement en dividendes et du taux de croissance des dividendes espéré à long terme supposé ici constant.

En réécrivant ce modèle en utilisant les bénéfices plutôt que les dividendes, on obtient :

$$r = \frac{B(1 + g_B)}{P} + g_B - x, \quad (4)$$

où r est le taux de dividende (le ratio dividendes sur bénéfices) et g_B représente le taux de croissance attendu à long terme des bénéfices.

Le « modèle de la Fed » apparaît donc comme un particulier du modèle (4) où $g_B = x$ et où le bénéfice est intégralement versé en dividendes ($=1$). Le « modèle GD », plus souple, qui postule une relation linéaire entre le ratio B/C et le rendement (nominal) des obligations implique seulement que $g_B - x = \text{constante}$.

De telles hypothèses ne sont concevables que si les investisseurs sont victimes d'une illusion nominale de sorte qu'ils :

- raisonnent de manière nominale mais oublient de réviser g_B lorsque l'inflation anticipée à long terme et le rendement des obligations change⁶ ; ou

- raisonnent de manière réelle mais utilisent un taux d'intérêt nominal pour actualiser les dividendes ou bénéfices futurs ; ou bien

- exigent une prime de risque plus élevée lorsque l'inflation anticipée à long terme augmente.

Sous cette dernière hypothèse, les révisions de croissance des bénéfices *nominaux* anticipés à long terme liées aux variations de l'inflation anticipée sont compensées par des variations d'un montant égal et de sens opposé de la prime de risque espérée.

La reconnaissance de l'illusion nominale possède une longue tradition en économie (*e.g.*, Fisher, 1928 ; Patinkin, 1965) bien qu'elle ait été déconsidérée dans les années 1970 avec la révolution monétariste et celle des anticipations rationnelles. L'illusion monétaire semble de nouveau faire l'objet d'attention avec l'avènement de l'économie comportementale et expérimentale. Par ailleurs, plusieurs travaux empiriques récents suggèrent que la prise en compte de ce biais permet d'expliquer la corrélation négative entre le niveau de l'inflation courante ou anticipée et la valorisation des actions (*e.g.*, Campbell et Vuolteenaho, 2003 ; Boucher, 2006)⁷.

Shafir, Diamond et Tversky (1997) apportent des fondements psychologiques à l'illusion monétaire en se fondant sur leur analyse de données d'enquête. Les auteurs avancent que les individus semblent conscients de la différence entre les valeurs réelles et les valeurs nominales mais qu'ils raisonneraient plutôt de manière nominale lors de leurs transactions, les quantités nominales étant davantage saillantes. Cette hypothèse est supportée par Fehr et Tyran (2001, 2004) qui montrent en laboratoire que les participants souf-

frent d'une illusion nominale dès lors que les paiements sont présentés sous forme nominale. Ces résultats sont par ailleurs cohérents avec ceux de la psychologie cognitive qui montrent que de nombreuses décisions sont prises intuitivement en se fondant sur l'information la plus accessible (Kahneman, 2003).

3. Le modèle marche-t-il ?

Aux États-Unis, le ratio B/C⁸ et le rendement des obligations à 10 ans semblent étroitement liés depuis trois décennies avec toutefois une rupture de niveau à partir du début des années 1980 (Graphique A3). Pour les autres pays étudiés, les graphiques présentés en annexe suggèrent que le modèle de la Fed semble approximativement fonctionner également sur le marché des actions français et allemand. Les coefficients de corrélations entre les deux séries apparaissent particulièrement élevés pour les États-Unis, la France, le Japon, les Pays-Bas et le Royaume-Uni sur la période 1971M1-2002M10 (Tableau 1). Ces résultats préliminaires suggèrent que « le modèle GD » qui présume une relation linéaire entre les deux séries est susceptible de concerner davantage de pays que « le modèle de la Fed » qui présume une relation d'équilibre entre les deux séries en niveau.

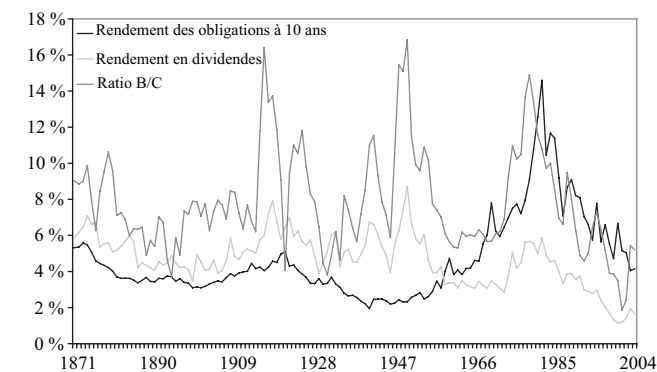
Tableau 1. Coefficients de corrélation entre le bénéfice par action et le rendement des obligations d'État à 10 ans (1973M1-2002M10), en %

	Allemagne	Canada	États-Unis	France	Japon	Pays-Bas	Royaume-Uni
Coefficient	47,33	55,91	80,45	76,66	81,51	78,44	82,68

Source : Datastream, IFS.

Aux États-Unis, sur très longue-période (1871-2004), le « modèle de la Fed » semble toutefois beaucoup moins convaincant (Graphique 1). Sur cette période, le coefficient de corrélation atteint 10 % entre les deux séries sur données annuelles alors qu'il est de 66 % sur la période 1968-2004⁹. Surtout, sur la période 1871-1968, le rendement des obligations à 10 ans est sensiblement inférieur au ratio B/C.

Graphique 1. Ratio B/C, Rendement en dividendes (S & P) et Rendement des obligations à 10 ans aux États-Unis (1871-2004)



Source : Site web de Rober Shiller.

III Quel ajustement entre le ratio B/C et le rendement des obligations à 10 ans

Dans cette section, nous étudions le processus d'ajustement entre le ratio B/C et le rendement des obligations d'État à 10 ans. Les cours boursiers et les bénéfices sont tirés de la base de données Datastream. Les rendements des obligations d'État à 10 ans sont extraits de la base *International Financial Statistics* (IFS) du FMI. Notre échantillon couvre la période 1973M1-2002M10 (données mensuelles) et sept pays (Allemagne, Canada, États-Unis, France, Japon, Pays-Bas, Royaume-Uni).

Dans un premier temps, nous nous intéressons à la stationnarité¹⁰ du « modèle de la Fed » – la différence entre le ratio B/C et le rendement des obligations à 10 ans, notée FED_t . Le tableau 2 reporte les résultats des tests DFA (Said et Dickey, 1984) et KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin, 1992) ainsi que celui de Perron (1997) qui teste la stationnarité d'une série avec rupture de la constante.

Ces tests nous conduisent à retenir l'hypothèse de racine unitaire pour le modèle de la Fed pour tous les pays à l'exception du Canada, des États-Unis et des Pays-Bas pour lesquels le test de Perron conclue à la stationnarité avec rupture. Pour les États-Unis, ce dernier résultat est cohérent avec l'analyse graphique menée précédemment d'une rupture dans le niveau du modèle de la Fed au début des années 1980.

Tableau 2. Tests de stationnarité du modèle de la Fed

	ADF	k	KPSS	Perron	Rupture
Allemagne	- 2,43	1	0,95	- 3,79	1980:12
Canada	- 2,81	5	0,97	- 5,53*	1980:05
États-Unis	- 2,69	7	1,58	- 6,62**	1980:05
France	- 2,69	7	1,14	- 4,31	1980:04
Japon	- 1,44	1	8,97	- 4,40	1994:12
Pays-Bas	- 2,80	0	9,30	- 6,78**	1974:04
Royaume-Uni	- 2,79	0	5,31	- 4,96	1976:09

Note : Le nombre de retards (k) a été sélectionné à partir du critère d'information d'Akaike. Les tests ADF et KPSS ont été menés avec un modèle incorporant une constante. Pour le test de Perron (1997), seul le modèle avec rupture de la constante a été retenu. Pour les tests ADF et de Perron (1997), *(**) indique le rejet de l'hypothèse nulle au seuil statistique de 5 % (1 %) respectivement. Les valeurs critiques pour les tests ADF et KPSS sont tirées de Hamilton (1994). Les tests effectués sur les différences premières du modèle (non-présentés ici) concluent à la stationnarité sans ambiguïté.

Dans un second temps, nous nous sommes intéressés à l'existence de relations de long terme linéaires et non-linéaires entre le ratio B/C et le rendement des obligations à 10 ans pour chaque pays. Nous avons retenu l'approche de Enders et Siklos (2001) qui généralise celle de Engle et Granger (1987) et qui permet de tester l'hypothèse de cointégration linéaire contre celle de cointégration non-linéaire. Elle permet en outre de différencier deux formes de non-linéarité dans le processus d'ajustement à long terme entre les deux séries. Deux spécifications alternatives sont ainsi proposées pour le résidu estimé de la relation de cointégration, noté $\hat{\epsilon}_t$:

$$\hat{\epsilon}_t = M_t \hat{\epsilon}_{t-1} + (1 - M_t) \hat{\epsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \hat{\epsilon}_{t-i} + \epsilon_t, \quad (5)$$

$$M_t = \begin{cases} 1, & \text{si } \hat{\epsilon}_{t-1} \geq \tau \\ 0, & \text{si } \hat{\epsilon}_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (6a)$$

ou

$$M_t = \begin{cases} 1, & \text{si } \hat{\epsilon}_{t-1} \geq \tau \\ 0, & \text{si } \hat{\epsilon}_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (6b)$$

où M_t désigne la fonction indicatrice du processus d'ajustement qui vaut 0 ou 1, τ représente la valeur du seuil¹¹. La vitesse à laquelle le retour à la moyenne du résidu de la relation de cointégration s'effectue peut dépendre de l'ampleur de la déviation (modèle TAR : 6a). On peut aussi supposer que cette vitesse diffère selon l'ampleur de la variation passée de la déviation (modèle M-TAR : 6b).

L'hypothèse de non-cointégration ($H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = 0$), notée α , est testée à partir des valeurs critiques tabulées par Enders et Siklos (2001). Si cette hypothèse de non-cointégration est rejetée, l'hypothèse nulle de symétrie dans le processus d'ajustement ($H_0 : \alpha_1 = \alpha_2$) peut être testée en utilisant un test de Fisher standard.

Les résultats issus de l'application des trois tests de cointégration figurent dans les tableaux 3a et 3b. Ces résultats indiquent que l'hypothèse de cointégration linéaire entre le ratio B/C et le rendement des obligations à 10 ans n'est acceptée que dans le cas des Pays-Bas. On constate également que l'hypothèse de cointégration non-linéaire est validée pour la France et le Royaume-Uni. Pour les autres pays (Allemagne, Canada, États-Unis, Japon), l'hypothèse d'absence de cointégration n'est pas rejetée quel que soit le processus d'ajustement retenu.

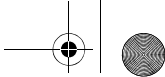


Tableau 3a. Tests de cointégration linéaire et non-linéaire entre le ratio B/C et le rendement des obligations à 10 ans

	Engle-Granger	TAR					
		$\hat{\alpha}$	1	2		$1 = 2$	AIC
Allemagne	- 2,41	- 0,0125	- 0,02 (- 1,04)	- 0,12 (- 3,58)	6,90	6,57*	- 1696
Canada	- 3,32	0,0129	- 0,04 (- 2,32)	- 0,02 (- 0,85)	3,04	0,46	- 1490
États-Unis	- 2,81	- 0,0133	- 0,04 (- 2,15)	- 0,08 (- 2,45)	5,23	1,45	- 1654
France	- 2,94	- 0,0127	- 0,10 (- 3,46)	- 0,07 (- 2,05)	7,98*	0,36	- 1406
Japon	- 2,62	0,0127	- 0,04 (- 2,09)	- 0,02 (- 1,37)	3,09	0,68	- 2275
Pays-Bas	- 4,54**	0,0219	-0,10 (-3,-8)	- 0,06 (- 2,11)	8,44*	0,78	- 1164
Royaume-Uni	3,23	- 0,0177	- 0,05 (- 2,70)	-0,04 (- 1,44)	4,64	0,33	- 1712

Tableau 3b. Tests de cointégration entre le ratio B/C et le rendement des obligations à 10 ans (suite)

MTAR						
	$\hat{\alpha}$	1	2		$1 = 2$	AIC
Allemagne	- 0,0039	- 0,06 (- 2,88)	- 0,01 (- 0,14)	4,14	1,18	- 1691
Canada	0,0042	- 0,07 (- 2,49)	- 0,02 (- 1,20)	3,91	2,18	- 1492
États-Unis	0,0004	- 0,12 (- 0,55)	- 0,85 (- 3,77)	7,28	5,44*	- 1658
France	0,0030	- 0,17 (- 4,44)	- 0,05 (- 1,76)	11,37**	6,85**	- 1412
Japon	0,0010	0,02 (0,66)	- 0,05 (- 3,29)	5,65	5,71	- 2280
Pays-Bas	0,0010	- 0,12 (- 3,88)	- 0,06 (- 2,00)	9,52*	2,09	- 1165
Royaume-Uni	0,0038	- 0,12 (- 3,96)	- 0,02 (- 1,27)	8,64*	8,13**	- 1720

*(**) indique le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 5 % (1%).

IV La prévisibilité des rentabilités

Nous cherchons à présent à tester le pouvoir prédictif du « modèle de la Fed », FED_t , et du « modèle GD », GD_t , le résidu de la relation de cointégration linéaire entre le ratio B/C et le rendement des obligations d'État à 10 ans. Dans un premier temps, nous nous intéressons au pouvoir prédictif en échantillon de ces modèles à des horizons courts et longs. Nous étudions ensuite leur capacité prédictive hors échantillon afin d'assurer la robustesse de nos résultats et de se prémunir contre les biais de régression fallacieuse et de data-mining, courants lorsque l'on cherche à prévoir les rentabilités boursières (*e.g.*, Ferson, Sarkissian et Simin, 2003)¹². Les

tests hors échantillon permettent en outre d'adopter le point de vue d'un investisseur qui utilise des données « en temps réel ». La variable dépendante prévue est la rentabilité hors-dividende, c'est-à-dire le taux de croissance des cours.

Les tableaux 4 et 5 présentent les résultats des tests en échantillon respectivement à un horizon d'un mois et à des horizons longs. Les modèles estimés incluent une constante pour les régressions à long terme. Nous avons contrôlé le pouvoir prédictif des deux modèles pour les régressions prédictives à un mois en présentant les résultats d'un modèle autorégressif (hypothèse de marche aléatoire) et d'un modèle avec constante (hypothèse de rendements anticipés constants), ainsi que celui où seule le ratio B/C serait présent.

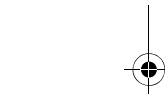
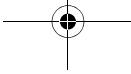
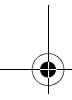
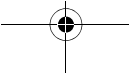
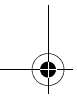




Tableau 4. Régressions prédictives de la rentabilité des actions (hors dividende)

#	Constante	$AR(1)$	B/C_t	FED_t	GD_t	\bar{R}^2
Allemagne						
1	0,00					0,00
2		0,12				0,01
3				0,16		0,00
4	0,00				0,17	0,00
Canada						
5	0,01					0,000
6		0,05				0,000
7				0,01		0,000
8	0,01				0,12	0,001
États-Unis						
9	0,01					0,000
10		0,01				0,000
11				0,18		0,000
12	0,01				0,31	0,011
France						
13	0,07					0,000
14		0,11				0,000
15				0,31		0,000
16	0,01				0,45	0,014
Japon						
17	0,00					0,000
18		0,12				0,011
19				-0,08		0,000
20	0,00				0,28	0,000
Royaume-Uni						
21	0,01					0,000
22		0,01				0,000
23				-0,02		0,000
24	0,01				0,42	0,020
Pays-Bas						
25	0,01					0,000
26		0,10				0,000
27				0,19		0,009
28	0,01				0,27	0,019

Note : Les coefficients significatifs au seuil de 5 % sont représentés en caractères gras.



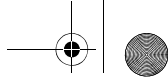


Tableau 5. Régressions prédictives de la rentabilité des actions (hors dividende) à long terme

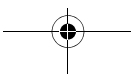
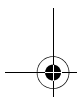
		Horizon de Prévision								
#	Régresseur	1	2	3	4	8	12	24	36	48
		Allemagne								
1	FED_t	0.20 (1.007)	0.44 (1.350)	0.69 (1.627)	0.98 (1.935)	1.29 (1.682)	1.24 (1.214)	- 1.70 (- 1.182)	- 3.80 (- 2.263)	- 3.81 (- 1.924)
2	GD_t	0.41 (1.141)	0.44 (1.350)	0.68 (1.366)	0.99 (1.601)	1.27 (1.430)	1.20 (1.081)	- 1.67 (- 0.985)	- 4.14 (- 2.316)	- 3.34 (- 1.628)
		Canada								
3	FED_t	0.14 (1.270)	0.23 (1.033)	0.28 (0.912)	0.30 (0.813)	0.52 (0.914)	0.63 (0.976)	- 0.39 (- 0.476)	- 2.06 (- 2.320)	- 2.10 (- 2.615)
4	GD_t	0.12 (1.073)	0.19 (0.901)	0.24 (0.815)	0.30 (0.813)	0.51 (0.976)	0.67 (1.158)	- 0.39 (- 0.427)	- 2.28 (- 2.533)	- 2.25 (- 2.710)
		États-Unis								
5	FED_t	0.31 (2.016)	0.54 (1.855)	0.70 (1.769)	0.86 (1.758)	1.15 (1.670)	1.21 (1.457)	0.32 (0.248)	- 1.65 (- 1.257)	- 2.57 (- 2.107)
6	GD_t	0.31 (2.017)	0.54 (1.856)	0.70 (1.770)	0.86 (1.759)	1.15 (1.673)	1.22 (1.460)	0.33 (0.251)	- 1.64 (- 1.251)	- 2.56 (- 2.11)
		France								
7	FED_t	0.41 (1.854)	0.79 (1.975)	1.12 (2.010)	1.58 (2.199)	2.76 (2.393)	3.00 (2.060)	2.64 (1.345)	1.15 (0.416)	0.65 (0.214)
8	GD_t	0.45 (2.085)	0.90 (2.257)	1.29 (2.311)	1.81 (2.500)	3.31 (2.901)	3.78 (2.594)	4.07 (2.096)	2.93 (1.093)	3.27 (1.143)
		Japon								
9	FED_t	- 0.00 (- 0.020)	- 0.05 (- 0.113)	- 0.126 (- 0.225)	- 0.191 (- 0.271)	- 0.491 (- 0.387)	- 0.755 (- 0.426)	- 1.641 (- 0.578)	- 3.492 (- 1.237)	- 6.56 (- 1.920)
10	GD_t	0.28 (0.713)	0.55 (0.760)	0.74 (0.730)	0.97 (0.767)	2.07 (0.940)	3.92 (1.431)	10.03 (2.851)	13.51 (3.112)	18.08 (3.629)
		Pays-Bas								
11	FED_t	0.16 (1.945)	0.33 (2.151)	0.51 (2.305)	0.68 (2.464)	1.02 (2.444)	1.12 (1.935)	0.74 (0.905)	0.56 (0.565)	0.33 (0.264)
12	GD_t	0.27 (3.276)	0.55 (3.599)	0.81 (3.836)	1.07 (4.063)	1.42 (3.316)	1.42 (2.529)	0.15 (0.180)	- 0.57 (- 0.529)	- 1.04 (- 0.794)
		Royaume-Uni								
13	FED_t	0.37 (2.383)	0.68 (2.335)	0.95 (2.290)	1.23 (2.343)	2.08 (2.279)	2.64 (2.338)	3.27 (2.785)	4.39 (3.615)	5.94 (4.274)
14	GD_t	0.42 (2.896)	0.78 (2.882)	1.11 (2.848)	1.43 (2.904)	2.45 (2.808)	3.14 (2.856)	3.68 (3.099)	4.05 (3.049)	4.95 (3.041)

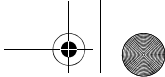
Note : Pour chaque régression, nous présentons les coefficients estimés et la t -statistique corrigée par la méthode de Newey-West (entre parenthèses). Les coefficients significatifs au seuil de 5 % sont représentés en caractères gras.

Il ressort de ces résultats que le « modèle GD » est validé pour la France, le Royaume-Uni et les Pays-Bas à court et long terme (horizon supérieur à un mois) et pour les États-Unis seulement à l'horizon d'un mois¹³. Pour le Japon, le pouvoir prédictif du « modèle GD », mesuré par la statistique R^2 , à des horizons supérieurs à 24 mois est inférieur à celui du ratio B/C. Le « modèle de la Fed » (avec une constante) est validé à long terme pour la France, les Pays Bas et le Royaume-Uni¹⁴. Il apparaît également que lorsque la régression inclut une constante, le « modèle de la Fed »

devient significatif à un horizon d'un mois pour les États-Unis et le Royaume-Uni. Aucun des deux modèles n'apparaît significatif pour l'Allemagne et le Canada quel que soit l'horizon considéré¹⁵.

Nous procédons enfin aux tests de prévisibilité hors échantillon à court et long terme du « modèle GD ». Les performances ont été évaluées à partir de trois statistiques : le ratio de la moyenne du carré des erreurs de prévisions (MSE), le test d'encadrement (ENC-NEW) de Clark et McCracken (2001), le test d'équivalence des pouvoirs prédictifs (MSE-F)





de McCracken (2004)¹⁶. Un modèle restreint (*benchmark*) de rendements anticipés constants a été retenu. La statistique ENC-NEW permet de tester l'hypothèse nulle selon laquelle les prévisions du modèle restreint (seulement la constante) encadrent celles du modèle non-restreint (qui incluent notre variable potentiellement prédictive)¹⁷. La statistique MSE-F permet de tester l'hypothèse nulle selon laquelle le MSE du modèle restreint est inférieur ou égal au MSE du modèle non-restreint. Clark et McCracken (2001) ont montré que les tests ENC-NEW et MSE-F possèdent les meilleures propriétés globales de puissance et de niveau parmi une variété de tests proposés dans la littérature.

Nous utilisons le premier tiers des observations pour l'estimation initiale en échantillon et nous formons les prévi-

sions hors échantillon de manière récursive pour le reste de l'échantillon¹⁸. Afin d'économiser de l'espace, nous ne présentons les résultats de ces tests que pour les pays où le « modèle GD » possède une capacité prédictive en échantillon.

Le tableau 6 présente le résultat de ces tests hors échantillon. Ils mettent en évidence l'absence de pouvoir prédictif du « modèle GD » comparativement à un modèle de rendements anticipés constants quel que soit l'horizon considéré. Le MSE du « modèle GD » est toujours supérieur à celui du modèle restreint et l'inclusion de la variable, GD_t , dans le modèle restreint ne permet pas d'améliorer significativement la qualité des prévisions.

Tableau 6. La prévision hors échantillon de la rentabilité des actions (hors dividende) à long terme

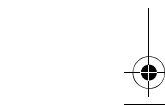
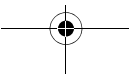
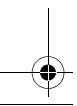
Horizon	1	2	3	4	8	12	24	36	48
France									
MSE _{nr} /MSE _r	1.043	1.0550	1.053	1.062	1.106	1.108	1.200	1.404	1.219
ENC-NEW (p-value)	- 2.483 (0.994)	- 2.707 (0.956)	- 2.860 (0.908)	- 2.860 (0.850)	- 5.282 (0.860)	- 7.379 (0.867)	- 14.224 (0.929)	- 23.905 (0.986)	- 14.269 (0.894)
MSE-F (p-value)	- 9.378 (0.996)	- 11.369 (0.974)	- 11.821 (0.924)	- 13.574 (0.926)	- 22.062 (0.883)	- 22.102 (0.805)	- 35.714 (0.844)	- 58.092 (0.939)	- 34.083 (0.785)
Pays-Bas									
MSE _{nr} /MSE _r	1.007	1.010	1.010	1.013	1.062	1.032	1.018	1.100	1.0998
ENC-NEW (p-value)	1.295 (0.108)	2.602 (0.099)	3.695 (0.102)	4.787 (0.104)	2.248 (0.267)	1.638 (0.310)	- 1.613 (0.502)	- 7.018 (0.807)	- 6.709 (0.794)
MSE-F (p-value)	- 1.639 (0.630)	- 2.394 (0.514)	- 2.386 (0.383)	- 3.035 (0.388)	- 13.547 (0.770)	- 7.026 (0.451)	- 3.693 (0.322)	- 18.432 (0.715)	- 16.878 (0.694)
Royaume-Uni									
MSE _{nr} /MSE _r	1.010	1.009	1.014	1.020	1.077	1.069	1.024	1.063	1.136
ENC-NEW (p-value)	0.570 (0.220)	0.980 (0.235)	1.209 (0.2444)	1.399 (0.258)	- 0.714 (0.415)	- 0.918 (0.424)	1.020 (0.365)	- 1.477 (0.457)	- 5.198 (0.589)
MSE-F (p-value)	- 1.611 (0.589)	- 1.950 (0.380)	- 3.180 (0.416)	- 4.520 (0.451)	- 16.511 (0.745)	- 14.554 (0.556)	- 5.094 (0.254)	- 12.024 (0.377)	- 22.761 (0.530)
États-Unis									
MSE _{nr} /MSE _r	1.024	1.024	1.030	1.034	1.092	1.080	1.067	1.144	1.257
ENC-NEW (p-value)	- 0.075 (0.402)	0.307 (0.314)	0.383 (0.328)	0.677 (0.306)	- 0.517 (0.400)	- 1.637 (0.471)	- 5.206 (0.646)	- 10.262 (0.794)	- 14.745 (0.887)
MSE-F (p-value)	- 4.970 (0.955)	- 5.191 (0.808)	- 6.731 (0.760)	- 7.848 (0.717)	- 19.357 (0.834)	- 16.840 (0.657)	- 13.439 (0.480)	- 25.353 (0.651)	- 38.806 (0.799)

MSE_{nr} est la moyenne du carré des erreurs de prévisions du modèle non-restreint (constante et GD_t) considéré à chaque ligne ; MSE_r est la moyenne du carré des erreurs de prévisions du modèle restreint (constante uniquement). Les *p-value* apparaissent entre parenthèses.

V Conclusion

L'objet de ce papier est de tester pour sept pays et sur trois décennies « le modèle de la Fed » et le « modèle de Graham et Dodd », deux modèles de valorisation qui présument une relation d'équilibre entre le ratio B/C et le rendement des obligations d'État à 10 ans. Nous montrons, dans un

premier temps, que l'utilisation de tels modèles témoigne d'une illusion nominale de la part de ses protagonistes. Ensuite, après avoir mis en évidence les résultats ambigus des tests de stationnarité et de cointégration linéaire et non-linéaire, nous avons cherché à tester le pouvoir prédictif de ces modèles sur les fluctuations des cours boursiers. Les résultats obtenus montrent que si pour certains pays et à



certaines horizons, ces modèles – en particulier celui de Graham et Dodd – possèdent en échantillon une capacité prédictive, hors échantillon, les deux modèles ne font pas mieux qu'un modèle de rendements anticipés constants.

Ces modèles de valorisation non théoriques, rappelons-le, destinés à l'élaboration de règles de *trading* pour les investisseurs, n'apparaissent ainsi pas utiles lorsqu'on les applique dans des situations proches des conditions réelles d'investissement. Par ailleurs, les résultats ambigus obtenus à partir des tests de cointégration et des tests de prédictibilité en échantillon sont difficiles à interpréter et peuvent refléter un problème de « surexploitation des données » (*data snooping*)¹⁹.

Par ailleurs, contrairement à Lander et al. (1997), nos résultats ne nous permettent pas de valider le modèle de Graham et Dodd hors échantillon pour les États-Unis. Cette divergence peut s'expliquer par le fait que nous retenons des bénéfices réalisés plutôt que des bénéfices prévus ainsi que des tests davantage robustes. Elle peut également provenir de la différence dans la période étudiée (1979-1996 contre 1973-2002). En particulier, les dernières années de notre échantillon sont caractérisées par une forte demande de Bons du Trésor américains au niveau international, notamment par les banques centrales asiatiques, qui a pu déstabiliser la relation présumée entre le rendement obligataire et le ratio bénéfice-cours.

Dans ces conditions, pourquoi Alan Greenspan a-t-il suggéré un tel modèle de valorisation ? Non seulement celui-

ci souffre d'un problème d'illusion nominale en comparant un indicateur réel à un indicateur nominal, mais sa validation empirique aux États-Unis demeure fragile.

Son intervention est en fait tout à fait cohérente avec certains développements récents de la finance comportementale. Dans leur modèle, Abreu et Brunnermeier (2003) postulent que les bulles persistent en raison d'un problème de coordination entre les agents informés lié à la diversité des stratégies de spéculation qu'ils utilisent. Le résultat fondamental de leur modèle est que le risque de synchronisation, c'est-à-dire l'incertitude pour chaque arbitragiste concernant la temporalité de l'action des autres arbitragistes, les pousse à retarder leur opération d'arbitrage et permet à la bulle de se maintenir jusqu'à ce qu'un nombre suffisant d'investisseurs liquident leurs positions²⁰.

Ainsi, Alan Greenspan à un moment où celui-ci suspectait le développement d'une bulle spéculative sur les marchés actions aux États-Unis a vraisemblablement voulu envoyer un signal public permettant de coordonner l'arbitrage des investisseurs et les positions contrariantes. Son succès est toutefois relatif. Si ce modèle de valorisation semble s'être diffusé auprès des analystes et stratèges au point d'être appliqué aujourd'hui sur les marchés actions internationaux, après l'allocution du *Chairman* de la Fed en juillet 1997, l'indice S & P 500 a continué sa progression de 17 % en moyenne par an pendant 32 mois. Pire, Alan Greenspan a contribué à diffuser un biais cognitif – l'illusion nominale – auprès des analystes et des investisseurs.

Références bibliographiques

- Abreu D., Brunnermeier M. K. (2003), « Bubbles and crashes », *Econometrica*, 71, 173-204.
- Asness C. (2003), « Fight the Fed model », *Journal of Portfolio Management*, 30, 11-24.
- Boucher C. (2006), « Stock prices-inflation puzzle and the predictability of stock market returns », *Economics Letters*, 90(2), 205-212.
- Campbell J.Y., T. Vuolteenaho (2004), « Inflation illusion and stock prices », *American Economic Review*, 94(2), 19-23.
- Chan K.S. (1993), « Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model », *The Annals of Statistics*, 21, 520-533.
- Kilian L. (1999), « Exchange rates and monetary fundamentals : What do we learn from long-horizon regressions ? », *Journal of Applied Econometrics*, 14, 491-510.
- Clark T.E., M.W. McCracken (2001), « Tests of Equal Forecast Accuracy and Encompassing for Nested Models », *Journal of Econometrics*, 105, 85-110.
- Cohen R.B., C. Polk, T. Vuolteenaho (2005), « Money illusion in the stock market : the Modigliani- Cohn hypothesis », NBER Working Paper 11018.
- Enders W., P. Siklos (2001), « Cointegration and Threshold Adjustment », *Journal of Business and Economic Statistics*, 19, 166-76.
- Engle R.F., C.W.J. Granger (1987), « Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing », *Econometrica*, 55, 251-76.
- Ferson W. E., S. Sarkissian, T. Simin (2003), « Spurious Regressions in Financial Economics ? », *Journal of Finance*, 58, 1393-1413.
- Fehr E., J. Tyran (2001), « Does Money Illusion Matter ? », *American Economic Review*, 91, 1239-1262.
- Fehr E., J. Tyran (2004), « Money Illusion and Coordination Failure », working paper, University of Zurich.
- Fisher I. (1930), *The Theory of Interest*, Macmillan, New York.
- Fisher I. (1928), *The Money Illusion*, Adelphi, New York
- Gordon M.J., E. Shapiro (1956), « Capital Equipment Analysis : The Required Rate of Profit », *Management Science*, 2, 102-110.
- Goyal A., I. Welch (2004), « A Comprehensive Look at the Empirical Performance of Equity Premium Prediction », Working Paper, April.
- Graham B., D. Dodd (1934, 1951, 1962), *Security Analysis*, New York : McGraw-Hill.
- Hamilton J. (1994), *Time series Analysis*, Princeton, NJ : Princeton University Press.
- Kahneman D. (2003), « Maps of Bounded Rationality : Psychology for Behavioral Economics », *American Economic Review*, 93, 1449-75.
- Kwiatkowski D., P. Phillips, P. Schmidt, Y. Shin (1992), « Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root », *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- Lander J., T. Orphanides, M. Douvogiannis (1997), « Earnings Forecasts and the Predictability of Stock Returns : Evidence from Trading the S & P », *Journal of Portfolio Management*, 23(4), 24-35 (Federal Reserve Board, Finance and Economics Discussion Series, n° 97-6).
- Lo A., A.C. MacKinlay (1990), « Data-snooping Biases in Tests of Financial Asset Pricing Models », *The Review of Financial Studies*, vol. 3, p. 431-467.
- McCracken M.W. (2004), « Asymptotics for out-of-sample tests of Granger causality », Manuscript, University of Missouri at Columbia.
- Modigliani F., R.A. Cohn (1979), « Inflation, Rational Valuation and the Market », *Financial Analysts Journal*, 35, 24-44.
- Patinkin D. (1965), *Money, Interest and Prices*, Harper Row, New York
- Perron P. (1997), « Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables », *Journal of Econometrics*, 80, 355-385.
- Preinreich G.A.D. (1932), « Stock Yields, stock dividends and inflation », *The Accounting Review*, 7, 273-289.
- Rutterford J. (2004), « From Dividend Yield to Discounted Cash Flow : A History of US and UK Equity Valuation Techniques », *Accounting, Business and Financial History*, 21(1), 79-95.



Said S., D. Dickey (1984), « Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order », *Biometrika*, 71, 599-607.

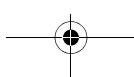
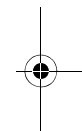
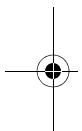
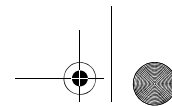
Shafir E., P. Diamond, A. Tversky (1997), « Money Illusion », *Quarterly Journal of Economics*, 112, 341-374.

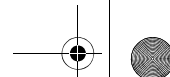
1. Voir par exemple les analyses mensuelles de William Sterling, directeur des placements chez Trilogy Advisors (www.trilogyadvisors.com) et en particulier « Valuation Check » daté de Juin 2005.
2. Edward Yardeni (Oak Associates), Byron Wien (Morgan Stanley) et Doug Cligott (JP Morgan) utilisent ou ont utilisé des modèles de ce type.
3. Le terme « irrational exuberance » employé par Alan Greenspan dans un discours intitulé « The Challenge of Central Banking in a Democratic Society » lors d'un dîner de l'American Enterprise Institute for Public Policy Research le 5 décembre 1996 fait lui-même suite à la présentation de Robert Shiller (1996), devant le conseil des gouverneurs du système de réserve fédérale, de résultats qui indiquaient que le marché boursier américain était alors surévalué.
4. Sur la période 1984-1986 qui est utilisée ensuite pour réaliser les prévisions hors-échantillon, ce coefficient est toutefois estimé à 0,79.
5. Fisher (1930) et Williams (1938) popularisent la méthode par actualisation qui se développe à partir du milieu du 19^{ème} siècle dans deux types de littérature différents (Rutterford, 2004), d'abord dans celle des actuaires, des ingénieurs et des évaluateurs fonciers qui utilisent des tables d'actualisation, puis dans celle des économistes et des praticiens de la finance qui utilisent la méthode par analogie au calcul des rendements actuariels des obligations.
6. En considérant que le taux d'intérêt réel est relativement stable et que les mouvements des taux d'intérêts à long-terme reflètent l'évolution des anticipations d'inflation.
7. Dans une étude récente, Cohen, Polk et Vuolteenaho (2005) montrent également que la prise en compte de l'illusion monétaire peut en partie expliquer la faible performance du CAPM.
8. Le ratio B/C que nous retenons est calculé à partir des bénéfices courants et non des prévisions de bénéfices à douze mois qui ne sont pas disponibles sur l'ensemble de notre échantillon.
9. Le ratio B/C que nous retenons est calculé à partir des bénéfices courants et non des prévisions de bénéfices à douze mois qui ne sont pas disponibles sur l'ensemble de notre échantillon.
10. De façon non-technique, une série stationnaire possède une valeur moyenne autour de laquelle elle fluctue, alors qu'une série non stationnaire évolue sans qu'aucune force de rappel ne la ramène à sa valeur moyenne. Une série stationnaire est caractérisée de plus par une variance finie (les chocs subis ont un effet transitoire) et ses coefficients d'autocorrélations temporelles décroissent lorsque l'intervalle de temps s'accroît.
11. Conformément à Enders et Siklos (2001), le seuil est estimé par la méthode de Chan (1993).

Shiller R. (1996), « Price-Earnings Ratios as Forecasters of Returns : The Stock Market Outlook in 1996 », unpublished paper, Yale University, July.

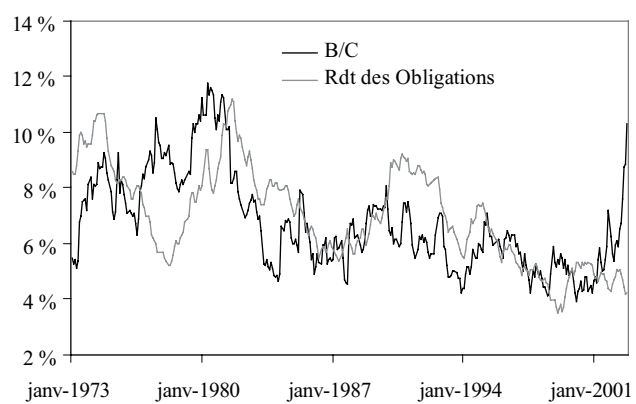
Williams J. B. (1938), *The Theory of Investment Value*, Harvard University Press Cambridge, MA.

12. Lors des prévisions hors-échantillon, l'information utilisée pour prévoir les rentabilités est uniquement celle disponible *ex ante* au moment de la prévision. Plusieurs études récentes (*e.g.*, Goyal et Welch, 2004) ont ainsi remis en question la prévisibilité des rentabilités boursières documentée par de nombreux travaux en montrant que les variables prédictives traditionnellement utilisées en échantillon ont un pouvoir prédictif hors échantillon négligeable.
13. La significativité qui apparaît seulement à des horizons élevés pour certaines régressions et avec un signe contraire à celui espéré est due vraisemblablement à un biais de régressions fallacieuses. Ce biais bien connu est lié à la concomitance du degré de persistance de la variable dépendante compilée à des horizons élevés et de la variable indépendante.
14. Le « modèle de la Fed » est validé à court-terme pour les Pays-Bas mais son pouvoir prédictif est inférieur à celui de Graham et Dodd.
15. Compte tenu des résultats précédents révélant que la relation de cointégration entre le ratio B/C et le rendement des obligations à 10 ans était asymétrique (spécification MTAR) pour la France et le Royaume-Uni, nous avons estimé les mêmes régressions prédictives pour ces deux pays en tenant compte de ces effets de seuil. Les résultats indiquent cependant que la qualité prédictive, mesurée par la statistique R^2 , n'est pas sensiblement améliorée lorsque nous utilisons un modèle de prévision non-linéaire.
16. Nous utilisons une procédure de bootstrap similaire à celle de Kilian (1999) pour estimer les valeurs critiques et construire des *p value* asymptotiquement valides comme le proposent Clark et McCracken (2004) car ces tests ont des distributions limites non standard qui dépendent de paramètres de nuisance inconnus.
17. Intuitivement, si les prévisions du modèle restreint encadrent (*encompass*) les prévisions du modèle non restreint (qui inclut notre variable prédictive) alors la variable additionnelle incluse dans le modèle non restreint ne fournit aucune information supplémentaire utile pour prévoir la variable dépendante relativement au modèle restreint.
18. Les paramètres du « modèle GD » sont estimés de manière récursive de façon à établir des prévisions en utilisant l'information disponible uniquement au moment de la prévision.
19. En recherchant le meilleur modèle d'évaluation d'actifs au sein d'un grand nombre de modèles et de données, il est possible d'en identifier un qui dépasse le modèle de référence mais en raison du simple hasard (voir par exemple à ce sujet, Lo et MacKinlay, 1990).
20. En ce sens, l'erreur d'évaluation est une connaissance partagée mais qui n'est pas commune.

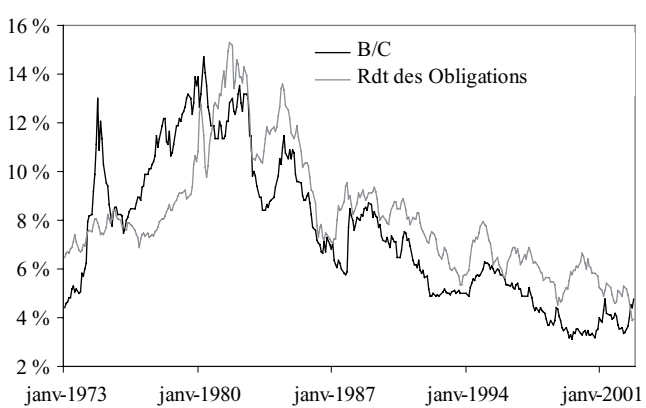




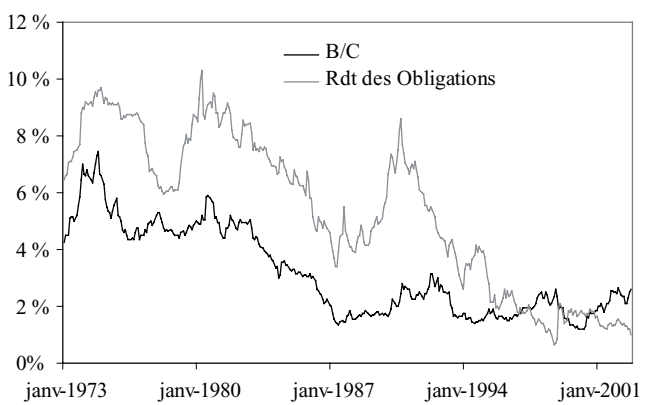
Annexe 1



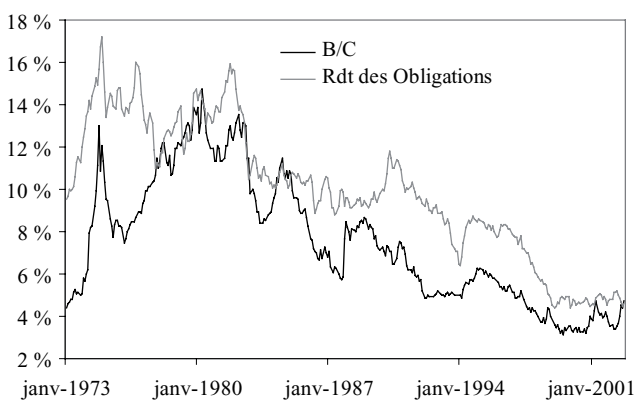
Graphique 1A. Allemagne



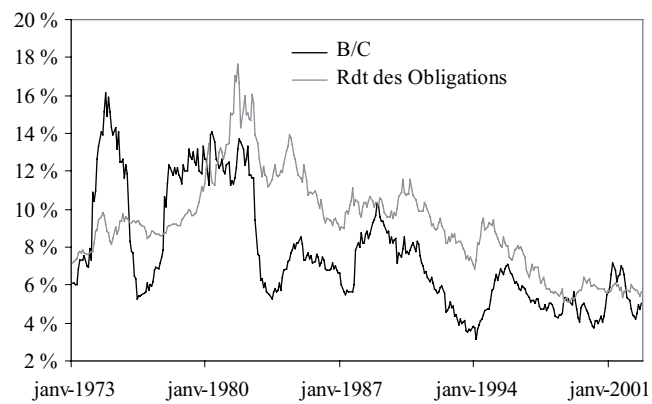
Graphique 3A. États-unis



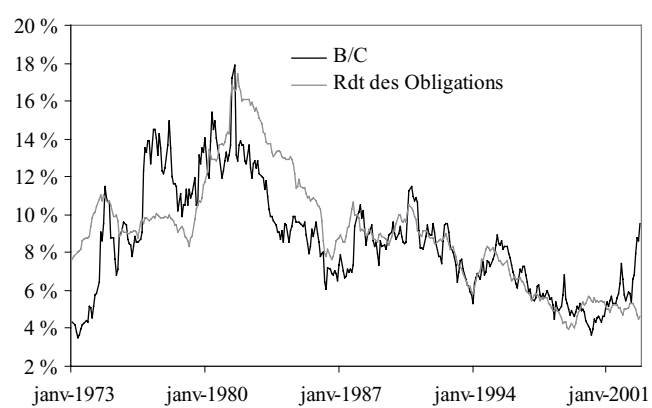
Graphique 5A. Japon



Graphique 7A. Royaume-Uni



Graphique 4A. France



Graphique 6A. Pays-Bas

