

PEDRO ARBULU

PATRICE FONTAINE

## **Volatilité excessive d'un marché d'actions. Les cas des États-Unis et de la France**

*Journal de la société statistique de Paris*, tome 139, n° 2 (1998), p. 7-34

[http://www.numdam.org/item?id=JSFS\\_1998\\_\\_139\\_2\\_7\\_0](http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1998__139_2_7_0)

© Société de statistique de Paris, 1998, tous droits réservés.

L'accès aux archives de la revue « Journal de la société statistique de Paris » (<http://publications-sfds.math.cnrs.fr/index.php/J-SFdS>) implique l'accord avec les conditions générales d'utilisation (<http://www.numdam.org/conditions>). Toute utilisation commerciale ou impression systématique est constitutive d'une infraction pénale. Toute copie ou impression de ce fichier doit contenir la présente mention de copyright.

NUMDAM

Article numérisé dans le cadre du programme  
Numérisation de documents anciens mathématiques  
<http://www.numdam.org/>

# VOLATILITÉ EXCESSIVE D'UN MARCHÉ D' ACTIONS

## Les cas des Etats-Unis et de la France

Pedro ARBULU

Université d'Orléans (L.E.O.)

Patrice FONTAINE

Université de Grenoble II

### Résumé

L'objet de cet article est de présenter les différentes analyses de la volatilité des marchés d'actions basées sur le modèle d'actualisation des dividendes. Les tests importants ont été reproduits sur les données des marchés américain et français. Il s'avère qu'après de nombreuses corrections économétriques (stationnarité, petit échantillon, détermination de la série *ex-post*) et l'utilisation de modèles intégrant un taux d'actualisation variant temporellement, les tests les moins critiquables indiquent qu'il y a une volatilité excessive des marchés français et américain ; la volatilité anormale étant plus élevée sur le marché américain que sur le marché français.

**Mots-clefs :** volatilité, cours rationnel *ex-post*, stationnarité, bulles, aversion au risque, taux d'actualisation.

### Summary

The purpose of this article is to present various volatility studies of the securities markets that are based on dividend discounting models. The major tests have been replicated on data from the French and American markets. It appears that, after a number of econometric adjustments for stationarity, small samples, *ex-post* determination of series and after incorporating time variable discount factors, the results of the most robust tests show that the French and American markets are excessively volatile; the abnormal volatility is higher for the American market.

**Keywords:** volatility, *ex-post* rational prices, stationarity, bubbles, risk aversion, discount factor.

---

Nous remercions les professeurs C. GILLES et G. GALLAIS-HAMONNO pour leurs suggestions. Les erreurs subsistantes nous sont totalement imputables.

---

\* Recherche financée par la FNEGE et l'AFFI, aide conventionnelle n° 91-529.

## Introduction

L'analyse de la volatilité des marchés d'actions est l'objet de nombreuses recherches depuis les premiers articles de LEROY et PORTER (1981) et SHILLER (1981). Ces auteurs démontrent que la variance de l'indice de marché rationnel *ex-post*<sup>1</sup> doit être supérieure à celle de l'indice de marché effectivement constatée. Or, leurs analyses empiriques mettent en évidence le contraire, et ils en concluent que la volatilité du marché financier américain est excessive.

Pour tenter d'expliquer ces résultats, plusieurs arguments ont été développés. Dans les deux articles que nous venons de citer, les auteurs supposent que les séries temporelles des données utilisées (les niveaux des cours et des dividendes) sont stationnaires, ce qui est contredit empiriquement et entraîne des biais importants dans les tests. Plusieurs autres problèmes existent qui ne sont pas sans conséquence sur les résultats des tests ; par exemple, la petite taille des échantillons, le fait d'avoir un taux d'actualisation constant et de ne pas intégrer de prime de risque dans ce taux. Enfin, certains ont tenté d'attribuer ces excès de volatilité aux bulles rationnelles. Mais malgré les tentatives de correction des défauts des premiers tests et l'intégration de bulles rationnelles dans quelques tests, une volatilité excessive existe toujours. Shiller (1984) et WEST (1988b) en ont conclu que les agents économiques n'étaient pas rationnels et que les modèles testés devaient prendre en compte le comportement irrationnel (*fads*, en anglais) de certains agents économiques que nous appellerons bulles irrationnelles. Toutefois, avant d'en arriver à cette extrémité, il est nécessaire d'approfondir les problèmes posés par la variation temporelle des taux d'actualisation. Enfin, la prise en compte des flux autres que les dividendes dans les tests de volatilité a permis d'obtenir des résultats conformes à la théorie.

Il existe des revues de littérature exhaustives sur ce sujet : celles de CAMERER (1987), COCHRANE (1991), GILLES et LEROY (1991), LEROY et STEIGERWALD (1995) et WEST (1988b). Notre présentation est limitée aux principaux problèmes et aux solutions proposées dans le cadre des marchés d'actions<sup>2</sup>. Nous tentons aussi de montrer l'évolution des démarches méthodologiques adoptées dans ces analyses. Nous avons refait quelques uns des tests proposés en utilisant les données de SHILLER ; ces données sont celles généralement utilisées par les différents auteurs des tests de volatilité. Nous avons aussi pour le marché français ; ce qui permet d'examiner si les problèmes rencontrés sont liés aux données.

---

1. L'indice rationnel *ex-post* est l'indice que l'on devrait constater si l'information était parfaite.

2. Une grande partie des recherches est consacrée à la volatilité des taux d'intérêt. Nous citons uniquement ces analyses lorsque les solutions proposées à certains problèmes ont été faites dans ce contexte.

Dans cette revue, nous étudions successivement plusieurs points :

- les tests originaux de la volatilité dans une première section,
  - les problèmes économétriques associés à ces tests dans une deuxième section,
  - l'intégration dans les tests de la non-stationnarité des dividendes dans une troisième section,
  - et les problèmes posés par l'aversion au risque dans une dernière section.
- Dans la conclusion, nous examinons quels pourraient être les enseignements des tests de volatilité.

## 1. Les premiers tests de la volatilité

Les deux premiers tests de la volatilité furent proposés par LEROY et PORTER (1981) et SHILLER (1981). Nous étudions tout d'abord le cadre d'analyse commun aux deux tests puis les résultats des analyses empiriques.

### 1.1. Le cadre théorique

La démarche initiale se base sur les quatre hypothèses suivantes :

- $H_1$  : les cours des actions reflètent les anticipations rationnelles des investisseurs sur les futurs dividendes.
- $H_2$  : le marché des actions est efficient sur le plan informationnel.
- $H_3$  : Le taux de rentabilité réel anticipé sur le marché des actions,  $r$ , est constant dans le temps.
- $H_4$  : les dividendes réels globaux sur le marché des actions,  $D(t)$ , peuvent être décrits par un processus stochastique stationnaire de variance finie avec un taux de croissance  $g$ .

Le cours d'une action est donné par la relation traditionnelle :

$$P_t = \alpha E_t (P_{t+1} + D_{t+1} \mid \Phi_t) \quad (1)$$

avec la condition de transversalité suivante qui permet d'éliminer les bulles rationnelles de l'hypothèse nulle :

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \alpha^t P_t = 0 \quad (2)$$

dont la solution classique est :

$$P_t = \sum_{k=1}^{\infty} \alpha^k E_t (D_{t+k} \mid \Phi_t) \quad (3)$$

- où  $P_t$  : le cours de l'action à l'instant  $t$ , le début de la période  $t + 1$  ;
- $D_{t+k}$  : le dividende payé pendant la période  $t + k$  ;
- $E_t$  : l'espérance conditionnelle basée sur l'information disponible en  $t$ ,  $\Phi_t$
- $\alpha$  : le facteur d'actualisation,  $1/(1 + r)$ , où  $r$  est le taux de rentabilité requis.
- $\Phi_t$  : l'information disponible en  $t$ .

Soit  $P_t^*$ , le cours de l'action à l'instant  $t$  lorsque les futurs dividendes sont connus à l'avance.

$$P_t^* = \sum_{k=1}^{\infty} \alpha^k D_{t+k} \quad (4)$$

$P_t^*$ , le cours rationnel *ex-post*, est le cours que l'on devrait constater si l'information était parfaite. On parle aussi de prédicteur parfait. En conséquence,

$$P_t^* = P_t + v_t \quad (5)$$

$v_t$  est l'erreur de prévision de  $P_t^*$ , non corrélée avec  $P_t$ . En effet, toute l'information disponible en  $t$  est utilisée pour établir  $P_t$ , et  $v_t$  ne fait pas partie de l'information disponible en  $t$ <sup>3</sup>

On en déduit que :

$$V(P_t^*) = V(P_t) + V(v_t) \quad \text{quel que soit } t \quad (6)$$

où  $V(.)$  indique la variance du terme entre parenthèses et

$$V(P_t^*) \geq V(P_t) \quad \text{quel que soit } t \quad (7)$$

La variance du cours établi sur le marché doit être inférieure à celle du cours rationnel *ex-post*. Et si l'on mesure la volatilité par la variance, la volatilité (variance) d'un actif ou d'un marché doit être bornée supérieurement par celle du prédicteur parfait.

Intuitivement, si on raisonne en terme d'information, les équations (6) et (7) indiquent que pour établir  $P^*$ , on a plus d'informations que pour établir  $P$  et qu'en conséquence, plus on a d'informations pour établir un cours, plus la variance du cours considéré est élevée. La variance de  $P^*$  doit être une limite supérieure à celle de  $P$ .

Nous pouvons distinguer deux types de tests : les tests d'égalité<sup>4</sup> (6) et les tests d'inégalité (7). LEROY et PORTER (1981) se sont plus particulièrement attachés aux tests d'égalité (6), alors que SHILLER (1981) s'est limité aux tests d'inégalité (7). Les tests d'égalité sont plus puissants que les tests d'inégalité car ils sont plus faciles à rejeter. Automatiquement, il y a rejet des tests d'égalité lorsqu'il y a rejet des tests d'inégalité. Les tests d'égalité supposent souvent, nous le montrons au paragraphe suivant, une modélisation du comportement des dividendes et sont plus compliqués à mettre en place. Nous pouvons aussi répartir les tests entre ceux basés sur un modèle présupposé

3. Les erreurs de prévision  $v_t$  sont corrélées entre elles car les erreurs de prévision faites en  $t$  ne sont pas connues en  $t+1$  lorsqu'on établit  $P_{t+1}$ ,  $P_{t+1}^*$  n'étant pas connu en  $t$  ni en  $t+1$ .

4. Les tests d'égalité sont aussi appelés tests d'orthogonalité car ils supposent que  $\text{Cov}(P_t, \varepsilon_t) = 0$

pour les dividendes (exemple de LEROY et PORTER, 1981) et ceux non basés sur un modèle (exemple de SHILLER, 1981). Il n'y a pas obligatoirement équivalence entre les tests d'égalité (inégalité) et les tests basés sur un modèle (non modélisé).

Pour les tests d'égalité, il faut déterminer  $V(v_t)$ . Pour cela, on peut partir de (1).

$$P_t = \alpha E_t(P_{t+1} + D_{t+1} | \Phi_t) \quad (1bis)$$

Si  $\varepsilon_{t+1}$  est l'erreur de prévision constatée en  $t+1$ , appelée encore l'innovation,

$$\varepsilon_{t+1} = P_{t+1} + D_{t+1} - E_t(P_{t+1} + D_{t+1} | \Phi_t) \quad (8)$$

alors (1) peut être réécrit de la façon suivante :

$$P_t = \alpha(P_{t+1} + D_{t+1} - \varepsilon_{t+1}) \quad (9)$$

Par substitution successive, à partir de (9) et de (4), on obtient :

$$P_t = P^* - \sum_{k=1}^{\infty} \alpha^k \varepsilon_{t+k} \quad (10)$$

$$\text{ce qui implique que : } v_t = \sum_{k=1}^{\infty} \alpha^k \varepsilon_{t+k} \quad (11)$$

Si l'on suppose comme LEROY et PORTER (1981) que les dividendes suivent un processus stationnaire,  $\varepsilon_t$  a une variance constante et aussi longtemps que  $D_t$  et  $P_t$  sont dans  $\Phi_t$ ,  $\varepsilon_t$  n'est pas autocorrélé, en conséquence :

$$V(v_t) = \alpha^2 V(P_t) / (1 - \alpha^2) \quad (12)$$

La variance de l'erreur de prévision de  $P_t^*$  faite par le marché,  $v_t$  est la somme, pondérée par le carré du facteur d'actualisation, des variances des erreurs de prévision du prochain cours,  $P_{t+k}$ , faites à chaque instant  $t+k-1$  par le marché, (6) devient :

$$V(P_t^*) = V(P_t) + \alpha^2 V(\varepsilon_t) / (1 - \alpha^2) \quad (13)$$

$P_t^*$ , le cours rationnel *ex-post*, ne dépend pas de l'ensemble d'information des individus à l'instant  $t$ ,  $\Phi_t$ .  $V(P_t^*)$  la somme de  $V(P_t)$  et de  $V(v_t)$  ne dépend donc pas de  $\Phi_t$  mais en revanche,  $V(P_t)$  et  $V(v_t)$  dépendent chacun de  $\Phi_t$ . En conséquence, plus  $\Phi_t$  est faible, moins  $V(P_t)$  est grand et plus  $V(v_t)$  est grand. Il y a une relation négative entre la variance des cours et celle des erreurs de prévision.

Nous pouvons en déduire directement une relation entre les variances des cours établis sur des ensembles d'informations différents. Par exemple, si l'ensemble d'informations  $H_t$  est inclus dans l'ensemble d'informations  $\Phi_t$ , la variance du

cours établi à partir de  $H_t$  sera plus faible que celle du cours établi à partir de  $\Phi_t$ . Réciproquement, la variance de l'erreur de prévision  $u_t$  faite à partir de  $H_t$  sera plus forte que celle de  $v_t$  faite à partir de  $\Phi_t$ .

## 1.2. L'analyse empirique

Nous avons refait certains des tests décrits dans cet article avec les données américaines (base de données R. SHILLER) et françaises (base de données de P. ARBULU) ; les données sont présentées dans l'annexe I. De manière à pouvoir comparer nos résultats avec ceux des autres tests, nous nous sommes limités à la période janvier 1871-décembre 1988.

SHILLER (1981) examine la volatilité du marché des actions américaines et ses résultats indiquent que la volatilité sur ce marché,  $V(P_t)$  est plus élevée que  $V(P_t^*)$ . L'écart type de l'indice de marché est égal à 50,12 et celui de l'indice rationnel *ex-post*<sup>5</sup> est de 8,96 avec les données initiales de SHILLER, période 1871-1979. Avec des données plus récentes, période 1871-1988, l'écart type de l'indice réel est de 72,87 et celui de l'indice rationnel *ex-post* est de 15,29. Précisons que les données de SHILLER sont déflatées et corrigées de leur tendance temporelle afin de les rendre stationnaires, l'intérêt de ceci est que l'on peut ensuite inférer de l'échantillon considéré les moments d'ordre 1 et 2 de la population et les utiliser dans les tests économétriques traditionnels. Malheureusement, d'après nos tests de stationnarité présentés dans l'annexe II, lignes 5, 6 et 7<sup>6</sup>, ce n'est pas le cas. Quant à LEROY et PORTER (1981), ils indiquent que  $\sigma$  est égal à 4,35 fois  $\sigma^2$ .

En utilisant les données lissées de SHILLER (échéance 1988) et en appliquant les équations (12) et (13), nous trouvons pour  $P$  un écart type de 72,87, pour  $P_t^*$  un écart type de 15,29 alors que celui de  $v_t$  est égal à 235,72. L'équation (6) n'est donc pas *a priori* vérifiée. D'après un test supposé asymptotiquement valide lorsque les séries sont stationnaires, LEROY et PORTER ne rejettent pas l'égalité (6). Ceci est malgré tout surprenant si l'on examine les valeurs des variances calculées par les auteurs. En effet, si  $\sigma$  est égale à 4,35 fois  $\sigma^*$ , il y a beaucoup de chances pour que statistiquement l'égalité (6) soit rejetée. Si LEROY et PORTER ne rejettent pas (6), la seule explication est tout simplement que leurs données sont insuffisantes et que les écart types sont trop grands pour permettre une inférence sûre.

5. Une explication détaillée de la construction de la série temporelle  $P^*$  est faite dans la sous-section 2.2.

6. Une variable  $X$  est dite stationnaire si  $|b| < 1$  dans la régression suivante :  $X_t = a + bX_{t-1} + c..$

TABLEAU I

**Réplication des tests antérieurs  
sur données américaines et françaises 1871-1988**

| Tests de SHILLER : inéquation (7) : $\sigma(P^*) > \sigma(P)$ |             |               |  |
|---------------------------------------------------------------|-------------|---------------|--|
|                                                               | $\sigma(P)$ | $\sigma(P^*)$ |  |
| Etats-Unis                                                    | 72,87       | 15,29         |  |
| France                                                        | 1027        | 451           |  |

  

| Tests de LEROY et PORTER : équation (6) : $V(P^*) = V(P) + V(v)$ |           |          |            |
|------------------------------------------------------------------|-----------|----------|------------|
|                                                                  | $V(P)$    | $V(P^*)$ | $V(v)$     |
| Etats-Unis                                                       | 5 310     | 233      | 55 564     |
| France                                                           | 1 054 906 | 203 817  | 17 203 620 |

L'analyse des mêmes tests sur le marché français donne les mêmes conclusions, même si les chiffres calculés n'ont pas le même ordre de grandeur. Ce dernier point est dû au fait qu'il y a quelques différences de comportement entre les deux marchés sur cette longue période. Cependant, cela ne modifie pas les analyses des inégalités de SHILLER et des égalités de LEROY et PORTER. D'après ces tests, la volatilité du marché français est anormalement élevée.

SHILLER a alors conclu à partir du rejet <sup>7</sup> des équations (6) et (7) que le marché américain des actions n'était pas efficient ; ce qui a donné lieu à une controverse, les opposants argumentant à juste titre que le test proposé est un test d'hypothèses jointes, voir  $H_1$ ,  $H_2$ ,  $H_3$  et  $H_4$ , et qu'en conséquence, d'autres hypothèses que l'efficience pouvaient être rejetées. Ceci est effectivement le cas puisque nous l'avons dit auparavant, les cours des actions et les dividendes ne sont pas stationnaires. De plus, supposer que le taux d'actualisation est constant n'est pas plausible.

Si l'efficience des marchés a longtemps été considérée comme une chose acquise, les résultats des analyses de FAMA et FRENCH (1988) et de PORTEBA et SUMMERS (1988) ont un peu remis en question cette notion et ont donné plus de poids aux analyses de volatilité dite excessive. LEROY et STEIGERWALD (1995) ont fait une analyse comparative de la puissance des tests d'efficience, tests de rentabilité traditionnelle *versus* tests de volatilité excessive, et concluent que les tests de volatilité excessive seraient plus puissants.

---

7. Rappelons que SHILLER (1981) ne les rejette pas à proprement parler puisqu'il est incapable de calculer un intervalle de confiance.

## 2. Les problèmes associés aux premiers tests

Les premières critiques des tests de volatilité sont essentiellement d'ordre économétrique. Les principales remarques sont liées au fait que pour tester les équations (6) et (7), on suppose que les distributions des échantillons analysés, constitués au maximum de 120 observations, sont proches de celles des populations. Or, plusieurs éléments selon FLAVIN (1983) et KLEIDON (1986) ne permettent pas de retenir cette hypothèse. Ce sont la forte autocorrélation des séries temporelles, le fait de tronquer la série des  $P_t^*$  et la non-stationnarité des paramètres des distributions considérées.

### 2.1. L'autocorrélation des séries temporelles

La première critique de FLAVIN (1983)<sup>8</sup> est liée aux propriétés statistiques des petits échantillons. FLAVIN (1983) démontre que les variances des échantillons sous-estiment celles des populations quand les moyennes des échantillons, lors de l'estimation des variances, sont utilisées à la place des moyennes de la population. Normalement, pour corriger ce biais, il suffit de diminuer le nombre de degré de liberté de un.

Cependant, ceci n'est pas suffisant. En effet, un deuxième problème se pose : lorsque les séries considérées sont autocorrélées, leurs variances sont sous-estimées. Or, les séries  $P$  et  $P^*$  sont autocorrélées et la série  $P^*$  est plus autocorrélée que la série  $P$ . La variance de la série  $P^*$  sera, en conséquence, plus sous-estimée que celle de la série  $P$ . Le risque de rejeter (7) alors qu'elle est vraie, est plus élevé. Dans ce cas de figure, FLAVIN indique qu'il y a 16,7 % de chances que  $V$  soit supérieur à  $V^*$  alors qu'en fait l'inégalité (7) est correcte.

Intuitivement, l'examen des expressions de  $V$  et de  $V^*$  peut expliquer ces résultats.  $P^*$  est la somme actualisée des dividendes futurs connus parfaitement ; lorsqu'on passe de  $P_t^*$  à  $P_{t+1}^*$ , on enlève  $D_{t+1}$  et, si le facteur d'actualisation est constant, on multiplie tous les autres termes par  $\alpha^{-1}$  et  $P_{t+1}^* = P_t^* \alpha^{-1} - D_{t+1}$ . La série temporelle  $P^*$  est donc fortement autocorrélée, ce qui provient du fait que la séquence des dividendes futurs est pratiquement la même, qu'on soit en  $t$  ou en  $t+1$ . En revanche, si on compare  $P_t$  et  $P_{t+1}$ , la séquence des dividendes anticipés peut être totalement différente d'une période à l'autre, car contrairement au cas de figure précédent où seul  $D_{t+1}$  disparaissait, ici tous les autres dividendes sont modifiés. La série temporelle  $P_t$  est en conséquence beaucoup moins autocorrélée que la série temporelle  $P^*$  et  $V(P^*)$  peut s'avérer beaucoup plus faible que  $V(P)$  à cause de ce problème.

Ce biais disparaît lorsque la taille de l'échantillon s'élève et tend vers l'infini, GILLES et LEROY (1991) p. 12.

---

8. Elle analyse la volatilité des taux d'intérêt mais ses conclusions sont valables pour les cours des actions.

## 2.2. L'estimation de la série temporelle *ex-post*, $P^*$

La deuxième critique de FLAVIN (1983) est liée à l'estimation de  $P^*$  par SHILLER qui peut fortement biaiser les tests. En effet,  $P^*$  est égal à l'actualisation à l'infini des dividendes effectivement distribués. Or il est impossible de connaître avec certitude les dividendes à l'infini, il faut tronquer  $P^*$ , ce qui donne :

$$P^* = \sum_{k=1}^{T-1} \alpha^k D_{t+k} + \alpha^k P_T^* \quad (14)$$

SHILLER (1981) remplace  $P_T^*$  par la moyenne des cours passés,

$$\bar{P} = (1/T - 1) \sum_{k=1}^{T-1} P_t \quad (15)$$

D'après FLAVIN (1983), ceci introduit des biais supplémentaires car si avec le premier problème cité auparavant, le risque de trouver une volatilité excessive, alors qu'elle est correcte, est de 16,7 % ; il est presque de 100 % lorsqu'on tronque la relation (4) et que l'on remplace  $P_T^*$  par sa valeur dans (15).

Aussi, pour réduire ce biais, il est préférable de retenir pour  $P_T^*$  le dernier cours constaté,  $P_T$ . Dans ce cas, la nouvelle série temporelle constituée est une estimation non biaisée de la série temporelle des  $P_T^*$ . Cependant, la variance estimée de cette nouvelle série temporelle est malgré tout biaisée car la variance de  $P_T$  doit sous-estimer celle de  $P_T^*$  si l'inégalité (7) est vérifiée. Ce biais est normalement beaucoup plus fort si l'on retient la moyenne des cours passés car la variance de cette moyenne est obligatoirement plus faible que la variance de  $P_T$  d'après GILLES et LEROY (1991). D'après nos simulations du test de SHILLER (1981), cette dernière remarque n'est pas vérifiée car sur la période 1871-1988, l'écart type du cours rationnel *ex-post* est égal à 14,12 si  $P_T = P_T^*$  alors qu'avec la moyenne des cours passés, l'écart type de  $P^*$  est égal à 15,08.

Cette contradiction empirique de la remarque de GILLES et LEROY n'est qu'apparente. Le problème qui se pose dans ce type de discussion au sujet de l'effet du choix de  $P_T^*$  sur la variance de  $P_t^*$  est la confusion entre la vraie variance (celle de la population) et celle estimée à partir d'un échantillon donné.

Considérons l'ensemble des mondes possibles, où chaque monde se distingue par sa propre série de dividendes, et donc de cours (mais chaque série est une des réalisations du même processus aléatoire), et dans chaque monde, construisons deux séries  $P^*$ , l'une où  $P_T^*$  est remplacé par  $P_T$  et l'autre où  $P_T^*$  est remplacé par la moyenne des cours passés. Fixons  $t < T$  ; pour chacune des séries, il est possible de calculer la variance de  $P_t^*$  par l'observation de sa valeur dans chacun des mondes. Il est facile de démontrer (sous certaines hypothèses de stationnarité) que la variance est plus élevée pour la série fondée sur  $P_T^*$  que pour celle fondée sur la moyenne. Les simulations confirment ce résultat (voir KLEIDON 1986). Mais malheureusement nous n'avons pas

de données provenant de tous les mondes qui auraient pu être. Nous avons seulement des données (cours et dividendes) pour un monde, le nôtre. Avec une seule observation de  $P_t^*$ , le seul espoir d'estimer sa variance repose sur l'ergodicité; il est exigé alors de la série temporelle  $P^*$  ( $t$  n'est maintenant plus fixe) observée dans un monde unique, qu'elle nous donne une mesure de la variance à chaque instant  $t$  (à travers les mondes). Pour des séries courtes, les fluctuations estiment imparfaitement la variance désirée. Il est donc possible qu'en réalité la série basée sur le prix terminal fluctue moins que l'autre, ce qu'indique notre résultat.

En tout état de cause, malgré les améliorations que  $P_T^*$  est censé apporter, il subsiste un biais. De plus, il ne nous est pas possible d'attribuer les excès de volatilité à une bulle rationnelle car utiliser  $P_T$  à la place de  $P_T^*$  peut introduire une bulle dans la série des cours *ex-post*.

Il faut, en conséquence, proposer un test qui évite d'utiliser  $P_T^*$  ou encore un test dans lequel les biais introduits par cette condition terminale disparaissent.

Ces critiques concernant l'autocorrélation des séries analysées et le problème de la condition terminale ne s'appliquent pas à LEROY et PORTER (1981) car ils n'utilisent pas la somme des carrés des déviations des cours constatés *ex-post* pour obtenir les variances des populations correspondantes, et ils ne construisent pas une version observable des cours rationnels *ex-post*.

Cependant, la critique de FLAVIN concernant SINGLETON (1980) s'applique à LEROY et PORTER (1981). En effet, lors de l'évaluation du processus autorégressif de premier ordre supposé générer les dividendes  $D_{t+1} = \delta D_t + \varepsilon_t$ , le coefficient d'autorégression  $\delta$  est mal évalué, il y a deux sources de biais.

La première égale à  $2/n$ ,  $n$  étant le nombre d'observations, implique une sous-estimation de  $\delta$ . Or, pour estimer  $V(P^*)$ <sup>9</sup>, on a dans le dénominateur  $(1 - \delta^2)$ . Le dénominateur sera donc surévalué et la valeur calculée de  $V(P^*)$  sera inférieure à sa valeur réelle.

La deuxième est due à la concavité de la fonction à estimer :  $1/(1 - \delta^2)$ , l'effet de JENSEN implique une surévaluation.

L'effet global de ces deux sources de biais est inconnu.

### 2.3. La non-stationnarité des dividendes et des cours

Le principal problème cité par KLEIDON est que les cours et les dividendes ne sont pas stationnaires. Ceci n'est pas une condition nécessaire des tests de volatilité, mais pose des problèmes lorsqu'on procède à une analyse économétrique des variances. En particulier, les variances calculées ne sont pas constantes et ne reflètent pas forcément celles de la population. KLEIDON (1986) montre par exemple que si les dividendes suivent une marche au hasard

9. Si le processus suivi par les dividendes est celui donné dans la note ci-dessous et si  $V(\varepsilon_t) = 1$ ,  $V(P^*) = \alpha^2(1 + \alpha\delta)/[(1 - \delta^2)(1 - \alpha\delta)(1 - \alpha^2)]$ .

(arithmétique<sup>10</sup> ou géométrique<sup>11</sup>) et ne sont donc pas stationnaires, la variance de l'échantillon considéré n'a aucun lien avec celle de la population. Or, de nombreuses analyses, ainsi que celle résumée dans l'annexe II, indiquent que les processus des cours et des dividendes ne sont pas stationnaires. Ceci peut expliquer les résultats de SHILLER (1981), LEROY et PORTER (1981) dont les séries corrigées ne sont pas stationnaires.

KLEIDON propose, dans le cas de processus des cours non stationnaires, de tester la relation suivante où l'information est limitée aux cours passés, le processus supposé des cours et des dividendes étant la marche au hasard géométrique.

$$\text{var}(P_{t+k} / P_t \mid P_t) \leq \text{var}(P_{t+k}^* / P_t \mid P_t) \quad (16)$$

Les cours passés sont considérés dans l'exemple de KLEIDON (1986) avec  $k = 1, 2, 5$  et  $10$ .

Les tests intégrant cette hypothèse indiquent qu'il n'y a pas de violation de l'inégalité (16). Les résultats moins probants de WEST (1988b) lors de l'application de ce type de test sont dus à l'estimation des espérances conditionnelles.

Le problème soulevé lors de l'application de ce type de test est que l'information supposée disponible en  $t$  est certainement plus faible que celle réellement disponible en  $t$ . Ceci entraîne une sous-estimation de la variance de  $P^*$ . Un rejet peut simplement indiquer que l'information prise en compte n'est pas suffisante.

Pour mémoire, nous citons MARSH et MERTON (1986) dont l'objet était de montrer que les résultats de SHILLER (1981) n'étaient pas en contradiction avec les relations (6) et (7). En fait, les exemples présentés par MARSH et MERTON sont des cas particuliers de non-stationnarité, critique déjà faite par KLEIDON (1986). Aussi, nous ne développons pas leur analyse.

---

10. La série  $P$  suit une marche au hasard arithmétique si  $P_t = \mu + P_{t-1} + \varepsilon_t$  où les résidus ne sont pas corrélés, ont une moyenne nulle et une variance  $\sigma^2$ . Si nous nous référons à la note 6 p. 6, nous constatons que  $|b| = 1$  et que la série  $P$  n'est pas stationnaire.

11. La série  $P$  suit une marche au hasard géométrique si  $\ln P_t = \mu + \ln P_{t-1} + \varepsilon_t^2$  où les résidus ne sont pas corrélés, ont une moyenne nulle et une variance  $\sigma^2$ .  $\ln P$  n'est donc pas stationnaire dans ce cas.

### 3. Les tests valides en présence de non-stationnarité

#### 3.1. Les tests valides lorsque les dividendes suivent une marche au hasard arithmétique

Pour éviter les critiques de stationnarité et les problèmes associés à l'estimation de  $P_T^*$ , MANKIW, ROMER et SHAPIRO (1985) ont proposé une autre série de tests plutôt que d'essayer d'adapter les relations (6) et (7) aux problèmes rencontrés.

Soit,  $P_t^0$ , la prévision naïve du cours d'une action

$$P_t^0 = \sum_{k=1}^{\infty} \alpha_k F_t(D_{t+k}) \quad (17)$$

où  $F_t(D_{t+k})$  est une prévision naïve de  $D_{t+k}$ .

$$P_t^* - P_t^0 = (P_t^* - P_t) + (P_t - P_t^0) \quad (18)$$

L'expression  $(P_t^* - P_t)$  n'est pas corrélée avec l'expression  $(P_t - P_t^0)$  à l'instant  $t$  si on se réfère à l'information disponible en  $t$  pour établir  $P_t$  et  $P_t^0$ .

Nous avons alors :

$$E(P_t^* - P_t^0)^2 = E(P_t^* - P_t)^2 + E(P_t - P_t^0)^2 \quad (19)$$

$$E(P_t^* - P_t^0)^2 \leq E(P_t^* - P_t)^2 \quad (20)$$

$$E(P_t^* - P_t^0)^2 \leq E(P_t - P_t^0)^2 \quad (21)$$

$E$  : l'espérance conditionnelle de l'information disponible avant le début de la période  $t$ .

L'existence ainsi que les propriétés statistiques de ces anticipations conditionnelles ne sont pas remises en cause par le problème de non-stationnarité évoqué plus haut.

Les problèmes posés par  $P_T^*$  ne se posent pas pour les équations (19) et (20) car  $P_T^*$ ,  $P_T^0$  se trouve des deux côtés et les biais de  $P^*_T$  s'annulent.

Quant aux autres biais signalés par FAVIN (1983), MANKIW, ROMER et SHAPIRO (MRS, 1985) affirment qu'ils n'existent plus, car en particulier le test proposé ne nécessite pas le calcul de la variance et les espérances de leurs statistiques calculées à partir d'un échantillon sont égales à celles de la population. Il faut souligner que leur notion de test non biaisé n'est pas celle habituellement retenue par les économètres. En économétrie, lorsqu'on teste une hypothèse  $H_0$ , on fixe une région critique telle que si l'hypothèse  $H_0$  est vraie, elle est rejetée au maximum avec une probabilité fixée au départ, par exemple 5%. Un test est dit biaisé si à la suite d'une mauvaise spécification, la probabilité de rejeter l'hypothèse nulle, alors qu'elle est vraie, excède obligatoirement 5%. MRS (1985), ainsi que beaucoup d'auteurs de tests de volatilité, ont suivi SHILLER (1981) et se sont dispensés de tester la

significativité de leur test, à cause de la difficulté d'estimer les distributions des petits échantillons. Ils se sont limités à l'estimation du moment d'ordre un qui est effectivement non biaisé car il est égal à celui de la population. Mais ils ne réalisent pas de test économétrique au sens strict des relations (19), (20) et (21) <sup>12</sup>

Dans l'étude de MRS, la série temporelle des  $P^*$  est calculée à partir de (15) et  $P_T^* = P_T$ .

Et le cours naïf  $P^0$  est calculé de la manière suivante :

$$P_t^0 = (\alpha / (1 - \alpha)) D_{t-1} \quad (22)$$

Les résultats indiquent que l'inégalité (21) n'est pas vérifiée lorsque le taux d'actualisation est supérieur à 5 %, tandis que l'inégalité (20) n'est pas vérifiée, quel que soit le taux d'actualisation.

Ce type de test permet d'éliminer les biais liés à la construction du prix rationnel *ex-post* car ils se compensent. Un problème subsiste ici qui est lié à l'utilisation du prix rationnel *ex-post*. Il est dû au fait qu'empiriquement l'erreur de prévision de  $P^*$  faite en  $t$  par le modèle naïf ou le marché n'est pas connue en  $t + 1$ , ce qui introduit de l'autocorrélation qui agit peut-être sur le calcul des variances.

Nous avons constaté d'après nos propres simulations que le test de MRS est assez sensible. Dans le tableau II, nous donnons les résultats de nos analyses des tests de MANKIW, ROMER et SHAPIRO (1985) :

- utilisation des données sur la période 1871-1983, déflatées par l'indice des prix, base 1967 ; le test étant corrigé (ajusté) ou non de l'hétéroscédasticité <sup>13</sup> ;
- les mêmes données mais déflatées par l'indice des prix, base 1982 ;
- utilisation des données sur la période 1871-1988, déflatées par l'indice des prix, base 1982 auxquelles nous avons appliqué en plus le taux d'actualisation calculé selon la méthode de SHILLER <sup>14</sup>.

Pour les Etats-Unis, nous constatons que les valeurs des différents termes de l'égalité (19) sont sensibles à la valeur terminale du cours rationnel *ex-post* si l'on compare les résultats sur la période 1871-1983 et sur la période 1871-1988. De même, selon l'indice utilisé, 1967 ou 1982, les grandeurs sont différentes. L'équation (19) et l'inéquation (20) ne sont jamais vérifiées, et dans certains cas, l'inéquation (21) est vérifiée.

---

12. Dans une nouvelle version non publiée de l'article de MANKIW, ROMER et SHAPIRO où les intervalles de confiance sont estimés, leurs résultats de 1985 ne semblent pas remis en question.

13. Pour ceci, MANKIW, ROMER et SHAPIRO (1985) divisent les séries par le cours réel constaté.

14.  $r = E(D)/E(P)$  où  $E(D)$  et  $E(P)$  sont respectivement les moyennes des dividendes et des cours passés sur la période d'observation totale.

## VOLATILITÉ EXCESSIVE D'UN MARCHÉ D'ACTIONS U.S./FRANCE

Lorsque l'on considère la France, aux ordres de grandeurs près des chiffres, les résultats sont identiques. Dans exactement les mêmes cas, l'équation (19) et les inéquations (20) et (21) sont vérifiées ou non.

En tout état de cause, ces différences ou variations ne remettent pas en question le fait que le cours établi par le marché soit un plus mauvais prédicteur que le cours naïf.

TABLEAU II  
Test de Mankiw, Romer et Shapiro (1985)

| <b>Tests de Mankiw, Romer et Shapiro (1985)</b>                            |                      |                    |                    |
|----------------------------------------------------------------------------|----------------------|--------------------|--------------------|
| équation (19) : $E(P_t^* - P_t^0)^2 = E(P_t^* - P_t)^2 + E(P_t - P_t^0)^2$ |                      |                    |                    |
| inéquation (20) : $E(P_t^* - P_t^0)^2 \leq E(P_t^* - P_t)^2$               |                      |                    |                    |
| inéquation (20) : $E(P_t^* - P_t^0)^2 \leq E(P_t^* - P_t)^2$               |                      |                    |                    |
| période 1971-1983, indice des pris base 1967, taux d'actualisation 4 %     |                      |                    |                    |
| *non ajustée                                                               | 146                  | 355                | 118                |
| * ajustée                                                                  | 0,38                 | 0,84               | 0,17               |
| <b>Résultats de nos tests</b>                                              |                      |                    |                    |
| période 1871-1988, indice des prix base 1982                               |                      |                    |                    |
| Données                                                                    | $E(P_t^* - P_t^0)^2$ | $E(P_t^* - P_t)^2$ | $E(P_t - P_t^0)^2$ |
| <b>Etats-Unis</b>                                                          |                      |                    |                    |
| taux 4 %                                                                   | 2021                 | 3800               | 1070               |
| taux 6 %                                                                   | 1670                 | 1862               | 2633               |
| <b>France</b>                                                              |                      |                    |                    |
| taux 4 %                                                                   | 5 403 487            | 7 078 214          | 2 552 432          |
| taux 6 %                                                                   | 2 007 952            | 11 475 536         | 6 884 370          |
| taux d'actualisation utilisé<br>E(D)/E(P)                                  |                      |                    |                    |
| <b>Etats-Unis</b>                                                          |                      |                    |                    |
| * non ajustées                                                             | 1892                 | 2986               | 1144               |
| * ajustées                                                                 | 0,41                 | 0,74               | 0,12               |
| <b>France</b>                                                              |                      |                    |                    |
| * non ajustées                                                             | 6 534 892            | 6 607 698          | 2 802 241          |
| * ajustées                                                                 | 0,12                 | 0,19               | 0,10               |

Dans ce type d'analyses, aucun test de significativité n'est proposé. Les tests proposés ne sont pas des tests économétriques au sens strict du terme.

Pour remédier à la sensibilité des résultats au choix de la date finale, nous pouvons utiliser la méthode préconisée par SHEA (1987) qui propose de calculer

$P^*$  à chaque instant avec des périodes d'observations de longueur identique,  $\tau$  ; ce qui entraîne malheureusement une réduction de l'échantillon.

$$P_t^* = \sum_{k=1}^{\tau} \alpha^k D_{t+k} + \alpha^{\tau} P_{t+\tau}^* \quad (23)$$

WEST (1988a) propose aussi un test qui n'est pas soumis aux critiques liées à la stationnarité des variables et à la construction de la série  $P^*$  ; les hypothèses faites sont beaucoup plus faibles que celles de SHILLER (1981). En particulier, WEST suppose que les dividendes sont générés par un processus non stationnaire du type marche au hasard arithmétique. Le test de WEST est celui de la relation suivante :

$$E[P_t - E(P_t | \phi_{t-1})]^2 \leq E[P_{tH} - E(P_{tH} | H_{t-1})]^2 \quad (24)$$

où  $E(P_t | \phi_{t-1})$  est le cours anticipé par le marché en se basant sur l'information disponible en  $t-1$  et  $E(P_{tH} | H_{t-1})$  est le cours anticipé en  $t-1$  en se basant sur l'information  $H_{t-1}$  qui est un sous-ensemble de l'information disponible en  $t-1$ ,  $\phi_{t-1}$ . Dans le cas de West,  $H$  est l'ensemble des dividendes passés où l'on suppose que les dividendes suivent un processus ARIMA  $(q, s, 0)$  de la forme suivante :  $K^s d_{t+1} = u + Z_1 K^s d_t + \dots + Z_q K^s d_{t-q+1} + v_{t+1}$  avec  $K^s = (1 - L)^s$ ,  $L$  étant l'opérateur de retard,  $s$  le nombre de différenciations,  $q$  le nombre de retards.

$P_t - E(P_t | \phi_{t-1})$  et  $P_{tH} - E(P_{tH} | H_{t-1})$  correspondent aux erreurs de prévisions. La relation (24) indique qu'en moyenne, les carrés des erreurs de prévisions doivent être plus grands avec l'ensemble d'informations  $H$  qu'avec l'ensemble d'informations  $\phi$ . Réciproquement, la variance de  $P$  doit être supérieure à celle de  $P_H$ .

Les résultats de WEST montrent que la relation (24) n'est statistiquement pas vérifiée. Même si l'écart type de  $P$  est approximativement égal à deux fois l'écart type de  $P_H$ , la relation (24) est rejetée à un seuil de confiance de 5 %. WEST cite trois raisons qui peuvent être la cause de ce résultat : les bulles rationnelles, les variations du taux d'actualisation et les réactions irrationnelles aux nouvelles informations. Nous verrons ultérieurement si ces problèmes peuvent expliquer ces résultats.

Pour ces deux derniers tests, un problème subsiste, déjà mis en évidence pour les tests de MANKIW, ROMER et SHAPIRO, c'est la stationnarité des termes des différentes relations testées. Ces termes sont tous des combinaisons de cours et de dividendes. Or, toute combinaison linéaire du type  $P_t - \alpha(1 - \alpha)^{-1} D_{t+1}$  est stationnaire si la relation (3) est valide et si les dividendes suivent une marche au hasard arithmétique, CAMPBELL et SHILLER (1987). Pour le prouver, ils se fondent pour ceci sur le principe de co-intégration, voir ENGLE et GRANGER (1987), qui indiquent que deux variables sont co-intégrées si elles sont non-stationnaires et s'il existe une combinaison linéaire de ces deux variables qui est stationnaire. Or, d'après la ligne 3 de l'annexe II et d'après les tests de

CAMPBELL et SHILLER (1987 et 1988), les hypothèses d'une marche au hasard arithmétique et d'une stationnarité de ce type de combinaison ne sont pas rejetées pour les Etats-Unis mais en revanche rejetées pour la France. Le test de WEST proprement dit qui avait tenté d'estimer la distribution de l'échantillon n'est pas A PRIORI remis en question pour les Etats-Unis.

CAMPBELL et SHILLER (1987) ont utilisé explicitement le principe de co-intégration pour le test de la volatilité. Ils trouvent toujours une volatilité excessive.

### 3.2. Les tests valides lorsque les dividendes suivent une marche au hasard géométrique

D'autres auteurs ont en revanche supposé que les dividendes suivaient une marche au hasard géométrique. Leur but était de développer des tests valables dans les cas où des combinaisons des cours et des dividendes autres que linéaires sont co-intégrées, en particulier dans le cas où les dividendes suivent une marche au hasard géométrique.

En dehors de l'approche de KLEIDON (1986) déjà présentée dans la section 2.3, LEROY et PARKE (1988) proposent un test où les dividendes sont supposés suivre une marche au hasard géométrique. Tout d'abord, ils ont examiné le ratio  $P_t / D_t$  en supposant que les processus des cours et des dividendes combinés de cette manière constituent un processus stationnaire. Ceci revient à dire que si une combinaison linéaire des logarithmes des cours et des dividendes est stationnaire, les logarithmes des cours et des dividendes sont co-intégrés. D'après l'annexe II, ligne 4, les dividendes ne suivent pas une marche au hasard géométrique dans le cas des Etats-Unis, mais cette hypothèse n'est pas rejetée pour la France. L'hypothèse de stationnarité est rejetée pour le rapport cours réel sur dividende, ligne 11, et pour le ratio cours théorique/dividende, ligne 12 pour les Etats-Unis et la France.

La comparaison de l'écart type de  $P/D$  et de l'écart type de  $P^*/D$ , où  $P^*$  est mesuré comme dans (14), faite par LEROY et PARKE indique que la volatilité du marché américain des actions est trop forte. Ces résultats sont reportés dans le tableau III et ne sont pas modifiés lorsque la période d'observation est allongée, quoique l'écart se resserre. Les résultats sont identiques pour la France et les Etats-Unis.

Ensuite, ils proposent un test plus proche de celui de LEROY et PORTER (1981) qui évite en particulier les problèmes associés à la construction de la série temporelle  $P^*$ . Le test est en fait un test d'inégalité basé sur un modèle.

LEROY et PARKE calculent donc la variance théorique de  $P^* / D$  en supposant que les dividendes suivent une marche au hasard géométrique. La variance est une variance théorique calculée de la façon suivante :

$$D_{t+1} = D_t \cdot \varepsilon_{t+1}$$

$$\text{avec } E(\varepsilon_t) = \mu \text{ et } \text{var}(\varepsilon_t) = \sigma^2 \quad \text{alors,}$$

$$P^*_t / D_t = \alpha \varepsilon_{t+1} + \alpha^2 \varepsilon_{t+1} \varepsilon_{t+2} \varepsilon_{t+3} + \dots \quad (25)$$

# VOLATILITÉ EXCESSIVE D'UN MARCHÉ D' ACTIONS U.S./FRANCE

où  $\alpha = 1 / (1 + r)$  et

$$V(P^*_t / D_t) = \alpha^2 \sigma^2 / \left[ (1 - \alpha^2 \sigma^2 + \mu^2)(1 - \alpha\mu)^2 \right] \quad (26)$$

Pour obtenir le taux d'actualisation, ils se basent sur le fait que  $E(P^t / D_t) = \alpha\mu / (1 - \alpha\mu)$

où  $\alpha = 1 / (1 + r)$ ,  $r$  : le taux d'actualisation

et  $\mu = 1 + g$ ,  $g$  : le taux de croissance des dividendes.

$P^*_t$  dépendant de  $\alpha$ , ils prennent, pour estimer  $\alpha$ ,  $E(P_t / D_t)$  à la place de  $E(P^*_t / D_t)$  mais ne précisent pas quel est le biais introduit par cette approximation.

Les différents calculs que nous avons effectués sont très sensibles aux données. Ce fait est aussi constaté par WEST (1988b) p. 646. En fait, il suffit de peu de variation dans les données pour que le taux d'actualisation soit assez fortement modifié et que par voie de conséquence, la variance théorique soit profondément modifiée. D'après nos analyses, cette sensibilité ne remet pas en question les conclusions du test de LEROY et PARKE.

D'après le tableau III, les résultats de LEROY et PARKE fondés sur un modèle théorique de comportement des dividendes sont relativement bons et ne rejettent pas les théorèmes de volatilité excessive, qu'il s'agisse des Etats-Unis ou de la France. L'écart type théorique est supérieur à l'écart type réel, ce qui est peut-être dû à la puissance des tests. Il semble, en effet, que le test proposé qui est un test d'inégalité, ne soit pas très puissant ; ceci provenant du fait que les dividendes sont supposés suivre une marche au hasard géométrique et que, dans ce contexte, tous les chocs subis par les dividendes deviennent permanents. La volatilité théorique est certainement surestimée. En revanche, avec l'autre test, c'est à celui non fondé sur un modèle, la volatilité théorique est sous-estimée. Ces biais d'estimation expliquent les résultats différents entre les deux tests

**TABLEAU III**  
**Analyse de LeRoy et Parke**

| Analyse de LeRoy et Parke : période 1871-1983   |                 |                    |                    |
|-------------------------------------------------|-----------------|--------------------|--------------------|
| $\sigma(P/D)$                                   | $\sigma(P^*/D)$ | $\sigma$ théorique |                    |
| 5,18                                            | 3,87            | 9,18               |                    |
| Résultat de notre simulation, période 1871-1988 |                 |                    |                    |
|                                                 | $\sigma(P/D)$   | $\sigma(P^*/D)$    | $\sigma$ théorique |
| Etats-Unis                                      | 6,00            | 4,86               | 10,66              |
| France                                          | 19,19           | 12,17              | 30,86              |

Il est donc intéressant de construire un test d'égalité, c'est-à-dire un test du type de ceux proposés par LEROY et PORTER (1981) qui, par définition, est beaucoup plus puissant.

Dans ce cas, nous avons l'égalité suivante :

$$V(P^*_t / D_t) = V(P_t / D_t) + V(\mu_t) \quad (27)$$

Il faut estimer  $V(\mu_t)$  indépendamment de  $V(P_t / D_t)$  et de  $V(P^*_t / D_t)$ . Pour ceci, on utilise le fait que  $\mu$  est égal à  $(P^*_t / D_t) - (P_t / D_t)$ ,  $(P^*_t / D_t)$  étant calculé en se basant sur le comportement théorique des dividendes, et non pas en se basant sur le comportement constaté des dividendes *ex-post*. Le problème pour mettre en place ce type de test est que le processus suivi par les dividendes n'est pas linéaire et qu'en conséquence, la relation d'actualisation des dividendes ne l'est pas non plus.

Grâce à une approximation linéaire, CAMPBELL et SHILLER (1988) ont réalisé un test d'égalité de ce type mais qui nécessite que la variable  $\text{Log}(D_t / P_t)$  ainsi que la différence entre le taux de croissance du logarithme des dividendes et le taux d'actualisation soient effectivement stationnaires, ce qui est le cas d'après leur analyse des données. D'après notre analyse, annexe II lignes 12 et 13,  $\text{Log}(D_t / P_t)$  n'est pas stationnaire. Cette différence provient du type de test de stationnarité réalisé comme nous l'expliquons dans l'annexe II. Le résultat est identique dans le cas de la France.

CAMPBELL et SHILLER (1988) prennent comme point de départ la relation classique d'évaluation des actifs financiers de GORDON-SHAPIRO où le ratio dividende/cours est égal à la différence entre le taux d'actualisation,  $r$ , et le taux de croissance des dividendes. Ils supposent que les dividendes suivent une marche au hasard géométrique. Après une approximation linéaire, ils construisent une équation analogue à celle de GORDON-SHAPIRO mais prenant en compte l'incertitude. La mise en place de la version à taux d'actualisation constant consiste à anticiper le ratio dividende/cours en se basant sur un ensemble d'informations  $H$  constitué du ratio dividende/cours passé et du taux de croissance passé des dividendes<sup>15</sup>. L'ensemble d'informations  $H$  étant plus petit que l'ensemble d'informations  $\phi$ , l'écart type des cours doit être plus faible avec  $H$  qu'avec  $\phi$ , et inversement, l'écart type de  $D_{t-1} / P_t$  doit être plus élevé avec  $H$  qu'avec  $\phi$ ,  $D_{t-1}$  étant connu au début de la période  $t$ . Ceci implique que :

$$\sigma(\log(D_{t-1} / P_t))_H \geq \sigma(\log(D_{t-1} / P_t))_\phi \quad (28)$$

Or, dans le cas simple où le taux d'intérêt est constant et en se basant sur les informations de l'année passée, CAMPBELL et SHILLER (1988) estiment que  $\sigma(\log(D_t / P_t))_H = 0,367 \sigma(\log(D_t / P_t))_\phi$  et donc l'inégalité (28) n'est pas respectée. A partir d'une équation liant  $\log(D/P)_H$  à  $\log(D/P)_\phi$  et au taux de croissance passé du logarithme des dividendes, ils réalisent un test

15. Le taux d'actualisation  $r$  est constant. Il n'est pas utile de l'intégrer dans l'ensemble des informations passées.

d'égalité  $\sigma_H = \sigma_\phi + x$  et en concluent qu'il y a seulement 0,5% des cas où cette égalité n'est pas rejetée.  $\sigma_H$  est toujours inférieur à  $\sigma_\phi$  dans les autres cas. Les résultats sont encore plus mauvais lorsqu'on intègre les informations de l'année passée et d'années ultérieures.

Avec ce test proche du test d'égalité de LEROY et PORTER (1981) qui est par définition plus puissant que le test d'inégalité de LEROY et PARKE (1988), CAMPBELL et SHILLER (1988) trouvent une volatilité excessive, ce qui nous amène à conclure que les résultats plutôt probants de LEROY et PARKE (1988) sont dus à la faible puissance de leur test.

En fait, LEROY et PARKE ont dans des versions non publiées des prolongements de leur recherche (version 1990) appliqué un test d'égalité à leurs analyses de  $P/D$  en utilisant la méthode de CAMPBELL et SHILLER (1988). Ils concluent alors que la relation (27) n'est pas respectée.

Il apparaît dans l'état actuel des tests que la volatilité des actions est plus forte que ce qu'elle devrait être d'après les modèles d'actualisation des dividendes. Il est donc intéressant d'examiner maintenant si ces résultats ne seraient pas dus à l'hypothèse de constance du taux d'actualisation<sup>16</sup>.

#### 4. La variation temporelle du taux d'actualisation et l'introduction de l'aversion au risque

Si le modèle d'actualisation des dividendes est valide, la première explication d'une variation importante des cours des actions est que les taux d'actualisation anticipés varient.

Dans ce cadre, la relation (1) s'écrit :

$$P_t = E \left[ \sum_{j=1}^{\infty} \left( \prod_{i=0}^{j-1} \pi_{t-i, t+1+i} \right) D_{t+j} / \phi_t \right] \quad (29)$$

où  $\pi$  indique la multiplication cumulée de  $i = 0$  à  $j + 1$ ,

$\pi_{t+i, t+1+i}$  : le facteur d'actualisation sur la période  $t + 1$ ,  $t + 1 + i$

Par exemple, pour les Etats-Unis, en utilisant le taux d'intérêt réel constaté chaque année pour actualiser les données de SHILLER (1981), nous constatons que l'écart type du cours rationnel *ex-post* passe de 15,29 à 49,72, l'écart type du cours constaté étant de 72,87 (tableau I). L'écart diminue mais la volatilité est toujours excessive. Pour la France, l'écart type du cours rationnel *ex-post*

16. Un autre problème souvent évoqué est celui de la présence de bulles, rationnelles et irrationnelles (fads, en anglais). Dans certains cas, elles pourraient être à l'origine d'une volatilité excessive, mais il est difficile de le mettre en évidence. Pour de plus amples informations sur le lien entre les bulles et la volatilité, le lecteur peut se référer à THÉVENIN (1998).

bouge de 451 à 1018, l'écart type du cours constaté étant de 1027. La volatilité est toujours excessive mais la différence est très faible.

La deuxième explication est, dans ce contexte, le problème de l'aversion au risque. Rejeter les tests de variances implique le rejet de plusieurs hypothèses dont, en particulier, le modèle d'actualisation des dividendes. Or le modèle utilisé dans la plupart des tests suppose implicitement que l'aversion au risque est nulle. Que se passe-t-il si l'on intègre l'aversion au risque ? La relation d'évaluation des actifs financiers est-elle toujours rejetée si l'on intègre le risque ? Les relations sur les limites de variance sont-elles toujours valables ?

Dans le cas général où l'on suppose que les individus manifestent de l'aversion envers le risque, la relation d'évaluation des actifs financiers testée est celle proposée par LUCAS (1978), équation 6 p 1434 qui peut s'écrire de la façon suivante :

$$P_t U'(C_t) = \beta E_t((P_{t+1} + D_{t+1}) U'(C_{t+1})) \quad (29)$$

où  $\beta$  est le facteur d'actualisation, c'est-à-dire  $\alpha$  dans nos notations précédentes, et  $U'(C_t)$  l'utilité marginale de la consommation en  $t$ .

Or, HANSEN et SINGLETON (1982) ont testé ce modèle en se basant sur la méthode du moment généralisé et n'ont pas pu le rejeter. En conséquence, si à partir de ce modèle, il y a encore rejet des relations d'évaluation, ce n'est pas dû au modèle de LUCAS (1978).

GROSSMAN et SHILLER (1981) essayent de calculer l'aversion relative au risque qui permet de concilier la volatilité de  $P^*$  avec la relation (7). Ils estiment que l'aversion relative au risque doit être supérieure à quatre et même nettement supérieure à ce chiffre pour les dernières années analysées. Or, ces chiffres sont nettement supérieurs à ceux obtenus par d'autres moyens. Ils en concluent alors que l'aversion au risque ne peut pas à elle seule expliquer les rejets des tests de variance.

Par la suite, CAMPBELL et SHILLER (1988) ainsi que WEST (1988) ont testé directement les relations de volatilité en intégrant l'aversion au risque dans le taux d'actualisation. Pour ceci, ils utilisent :

- a) soit un modèle à prime de risque constante (taux d'intérêt sans risque plus une constante),  $r_t = r_{ft} + c$  où  $r_t$  est le taux d'actualisation,  $r_{ft}$  est le taux d'intérêt sans risque,  $c$  la prime de risque constante ;
- b) soit le modèle d'évaluation des actifs financiers basé sur la consommation, LUCAS (1978)<sup>17</sup>,  $r_t = \alpha dc_t$  où  $\alpha$  est le coefficient d'aversion relative au risque, égal à deux dans leurs analyses, et  $dc_t$ , le taux de croissance de la consommation réelle.
- c) soit un modèle à prime de risque variable où  $r_t$ , le taux d'actualisation est égal à  $r_{ft} + \alpha V_t$ ,  $V_t$  étant la variance conditionnelle de la rentabilité de l'actif et  $\alpha$  le coefficient d'aversion relative au risque.

---

17. WEST utilise uniquement ce modèle

A titre indicatif, nous reportons les résultats de CAMPBELL et SHILLER (1988) où la relation (28) est testée en faisant varier temporellement les taux d'actualisation avec les différents types de primes de risque décrits ci-dessus.

**TABLEAU IV**  
**Variation du taux d'actualisation**  
(résultats de Campbell et Shiller, 1988)

| Taux d'actualisation         | $\sigma(D/P)_H / (\sigma(D/P)_\phi$ | probabilité $p$ |
|------------------------------|-------------------------------------|-----------------|
| prime de risque constante    | 0,35 à 0,70                         | 0,000 à 0,019   |
| prime de risque consommation | 0,35 à 1,00                         | 0,000 à 0,168   |
| prime de risque volatilité   | 0,28 à 0,35                         | 0,000 à 0,039   |

NB : si les relations sur les limites de variance sont vérifiées, alors la relation (28) est en particulier respectée et dont  $\sigma(D/P)_H / \sigma(D/P)_\phi$  doit être supérieur à un.

Il y a toujours une volatilité excessive, et même dans le cas où la relation (28) n'est pratiquement pas rejetée (un cas de figure du modèle basé sur la consommation), ceci serait dû d'après CAMPBELL et SHILLER (1988) à des biais économétriques. En particulier, le coefficient d'aversion relative au risque qu'ils estiment avec ce modèle est négatif.

Cette dernière remarque indique que, peut-être, dans les tests proposés, l'aversion au risque est mal intégrée dans le modèle contrairement à l'analyse proposée par HANSEN et SINGLETON (1982).

En fait, ce type d'analyse est soumis à de nombreuses difficultés. Ainsi pour les tests de GROSSMAN et SHILLER (1981), de CAMPBELL et SHILLER (1988) et de WEST (1988), les problèmes proviennent du fait que toutes les mesures de l'aversion au risque sont faites à partir des cours des actifs. En conséquence, si des méthodes cohérentes sont utilisées, la seule conclusion possible est que l'aversion au risque estimée permet d'expliquer la volatilité des prix des actifs financiers. Si la solution inverse est obtenue, cela signifie soit qu'une mauvaise méthode économétrique a été utilisée, soit que le problème a été mal posé (la relation (7) est renversée), soit que les modèles d'évaluation des actifs financiers utilisés pour mesurer l'aversion au risque et pour mesurer la volatilité ne sont pas compatibles, mais non pas que les prix des actifs sont trop volatils compte tenu de l'aversion au risque mesurée.

Dans une prochaine étape, il faudrait utiliser des méthodes économétriques du type de celle d'HANSEN et SINGLETON (1982) pour estimer le modèle et tester l'inégalité (7) entre les variances théoriques et réelles.

Aussi, une erreur d'appréciation de 2% du taux d'actualisation peut, selon un cas de figure présenté par COCHRANE (1991), se traduire par une erreur d'estimation des cours de 66%. Les résultats anormaux de certains tests de volatilité peuvent alors s'expliquer. COCHRANE indique aussi que distinguer une bulle irrationnelle de l'erreur de prévision due à une mauvaise estimation du taux d'actualisation semble illusoire.

Enfin, nous pouvons nous poser la question de savoir si le problème est bien posé.

Sur un plan théorique, LEROY et LACIVITA (1981) démontrent dans un cas spécial de LUCAS (1978), où deux états seulement de l'économie existent, que les prix dépendent de l'aversion au risque et qu'en conséquence, la volatilité (variance ou écart type) est une fonction croissante de l'aversion au risque. Dans ce contexte, pour une aversion relative au risque supérieure à un, le théorème 1 de LEROY et PORTER (1981) n'est plus respecté, et la relation (7) entre les variances des cours réel et théorique n'est plus vérifiée. MICHENER (1982) démontre que les relations sont effectivement renversées en présence d'une fonction d'utilité logarithmique, mais en supposant en plus que le processus supposé générer les dividendes n'est pas stationnaire<sup>18</sup>. Cette dépendance de la volatilité à l'aversion au risque explique peut-être les résultats des tests de variance.

Un des derniers éléments non considérés dans ces différentes analyses de la volatilité concerne les flux retenus. Les dividendes sont-ils les seuls flux à considérer ?<sup>19</sup>

## Conclusion

Les premiers tests de SHILLER (1981) et de LEROY et PORTER (1981) ont indiqué que la volatilité des actions était anormale. SHILLER et d'autres auteurs ont alors soutenu que le marché des actions n'était pas efficient. Ceci était une conclusion un peu rapide car les tests proposés sont des tests joints de trois ou quatre hypothèses : anticipations rationnelles, efficience, modèle d'actualisation des dividendes, taux d'actualisation constant ou non.

Ces conclusions un peu hâtives ont eu pour effet de soulever de la part de nombreux défenseurs de l'efficience des critiques essentiellement d'ordre économétrique.

Après de nombreuses corrections économétriques (stationnarité, petit échantillon, détermination de la série *ex-post*) et l'utilisation de modèles intégrant un taux d'actualisation variant temporellement, les tests les moins critiquables, en particulier ceux de WEST (1988), indiquent qu'il y a bien une volatilité excessive. Un dernier test proposé, celui d'ACKERT et de SMITH (1993), a

---

18. Voir l'annexe II pour les résultats de ce type d'analyse.

19. ACKERT et SMITH (1993) ont récemment pris en compte le fait que les dividendes ne correspondaient pas dans leur sens le plus large aux dividendes ordinairement distribués. Leurs résultats dépendent de leurs données (non seulement les dividendes ordinaires mais la totalité des flux perçus par les actionnaires). Cependant, leurs résultats sont différents que leurs données soient différenciées ou non. Pour que la volatilité du marché d'actions ne soit pas excessive, il faut à la fois prendre en compte la totalité des flux distribués aux actionnaires et différencier les données. A notre avis, cette différenciation des données remet en question le test lui-même. Si cette remarque n'est pas pertinente, alors un test intégrant les dividendes au sens large indique une volatilité normale.

considéré non seulement les dividendes mais aussi les autres flux versés aux actionnaires. Ils ont alors constaté, en utilisant la méthodologie de WEST (1988), que la volatilité n'était pas excessive contrairement aux résultats des tests précédents. Le seul problème est qu'à notre avis ce résultat est obtenu en différenciant les données ; ce qui remet peut-être en question le sens du test lui-même.

Il faut aussi préciser que l'utilisation de données différentes, marché américain ou français, ne modifie pas profondément les résultats.

La notion d'efficience est toujours d'actualité car comme les analyses de FAMA et FRENCH (1987), et de PORTEBA et SUMMERS (1988), les tests de volatilité excessive incitent encore à se questionner sur sa pertinence. LE ROY et STEIGERWALD (1995) ont comparé la puissance des tests traditionnels et de volatilité excessive, et concluent que les tests de volatilité excessive sont plus puissants. Il semblerait qu'avec ces tests de volatilité, la notion d'efficience puisse alors être fortement contestée, mais même avec ces derniers, les rejets de l'efficience ne sont pas flagrants, si l'on se réfère aux tests intégrant les flux autres que les dividendes.

Un des enseignements de ces différentes analyses est l'effort réalisé par de nombreux auteurs pour améliorer les tests initiaux et obtenir des résultats plus conformes à la théorie ; ce qui a permis de soulever de nombreux problèmes méthodologiques associés aux différents tests proposés.

Ces analyses posent aussi le problème du lien entre les volatilités des actifs financiers et les ensembles informationnels, analyses encore à leurs prémices et qui constituent certainement un des thèmes majeurs des recherches futures. Par exemple, la volatilité est-elle forcément une fonction croissante de l'ensemble informationnel ? Le lien dépend-il de la quantité, de la qualité, de la rapidité, des modifications des informations ? Jusqu'à présent, les analyses sont surtout centrées sur le lien quantité-information.

Concernant plus précisément les analyses de volatilité à la SHILLER (1981), il faudrait peut-être reconsidérer les propositions de LE ROY et LACIVITA (1981) et de MICHENER (1982) afin de comprendre exactement quel est le comportement exact des relations sur les limites de variance en présence d'aversion au risque. Ensuite, si les relations sur les limites de variance sont valides, il faudrait appliquer des méthodes économétriques plus performantes pour intégrer l'aversion au risque dans les tests du type de celui proposé par HANSEN et SINGLETON (1982). Le problème est que jusqu'à présent les modèles permettant d'intégrer cette aversion au risque et de tester les volatilités ne donnent pas des résultats cohérents. Enfin, d'après GILLES et LE ROY (1991), il faudrait utiliser des fonctions d'utilité plus générales que celles utilisées jusqu'à présent dans les tests de volatilité, ce qui permettrait de réconcilier le faible degré de substitution intertemporelle indiqué par la consommation agrégée et le degré d'aversion au risque que les économistes jugent raisonnable.

## ANNEXE I

## LES DONNÉES

Les différentes données américaines présentées ici nous ont été fournies par SHILLER. Nous présentons l'échantillon global, mais certains tests, nous le précisons dans l'article, ont été effectués sur des périodes d'observations plus courtes ou seulement avec certaines des données.

- L'indice du marché des actions américaines est celui de Standard & Poor constaté chaque mois de janvier 1871 à 1988.
- Les dividendes sont donnés par Standard & Poor après 1926 et avant 1926, ils sont extraits de COWLES (1939). Ils sont ajustés à l'indice donné plus haut.
- Le taux d'intérêt nominal est celui du papier commercial à six mois. Le taux annuel est un taux composé par le taux annoncé en janvier et par le taux annoncé en juillet. Ces taux sont extraits avant 1938 de MACAULAY (1938) et à partir de 1938 du "Federal Reserve Bulletin".
- L'indice des prix est l'indice des prix des produits finis à partir de 1947. Avant 1947, cet indice des prix n'est pas utilisable et il est remplacé par l'indice des prix à la production. Ce dernier n'est pas aussi satisfaisant que le premier à cause de la double comptabilisation des biens intermédiaires et finaux. Les données proviennent des statistiques du Bureau américain du Travail. Les tests présentés dans cet article sont soit déflatés à partir de l'indice des prix base 100 en 1967, soit à partir de l'indice des prix base 100 en 1988. Nous avons en général précisé l'indice des prix utilisé lors de la présentation des tests.

Pour la France, les différentes données utilisées ont été collectées par P. ARBULU. Elles portent sur la période 1801-1995.

L'indice des actions a été reconstitué par P. ARBULU pour la période 1801-1918. Pour la période 1919-1992, l'indice utilisé est celui de l'INSEE et après 1992, celui de la Sociétés des Bourses Françaises (SBF 250). Dans cet échantillon, les données sont annuelles et constatées chaque fin d'année. L'indice français de 1950 (fin décembre) correspond en fait à l'indice américain de 1951 (début janvier).

L'indice des prix annuel est pour la période 1801-1820, celui de CHABERT (1949) ; pour la période 1820-1913, celui de LÉVY-LEBOYER et BOURGUIGNON (1985) ; pour la période 1914-1948, l'indice des prix au détail de l'INSEE et pour la période 1949-1995, l'indice des prix à la consommation de l'INSEE. Il est constaté en fin d'année. Les dividendes sont ajustés à l'indice donné plus haut et donnés pour l'année considérée. Ils sont calculés à partir des valeurs constituant l'échantillon. Pour la période 1801-1918, ils ont été estimés par P. ARBULU ; pour la période 1919-1992, le taux retenu est celui du mois de juillet publié par l'INSEE ; et pour la période 1993-1995, le taux retenu est celui du mois de juillet publié par la Société des Bourses Françaises.

Les taux d'intérêt sont donnés pour l'année considérée. Ce sont des taux annuels pour la période 1801-1820, le taux de l'escompte sur le marché libre, source : CHABERT (1949) ; pour la période 1821-1859, source : LÉVY-LEBOYER et BOURGUIGNON (1985). De 1860 à 1995, les taux d'intérêt annuels sont des taux implicites obtenus à partir : pour la période 1860-1914, des taux "Open market" à 3 mois extraits de *The Economist* ; pour la période 1920-1923, des taux de reports à 1 mois ; pour la période 1924-1940, des taux de l'escompte Hors-banque à 3 mois publiés par l'INSEE ; pour la période 1941-1985, des taux "au jour le jour" fin de mois publiés par l'INSEE ; pour la période 1986-1992, des taux portant sur les billets de trésorerie à 20 et 40 jours publiés par la Banque de France.

Afin de pouvoir comparer nos résultats à d'autres résultats déjà obtenus sur le marché américain, nous limitons ces premières analyses à la période 1871-1988. Par ailleurs, les données françaises ont été ajustées aux données américaines. En particulier, les indices des marchés d'actions américain et français ont la même valeur en janvier 1871 et les indices des prix ont la même base 100 en 1988.

## ANNEXE II

## LA STATIONNARITÉ DES VARIABLES

*t* statistique

| VARIABLES                      | NIVEAU     |        | DIFFÉRENCES PREMIÈRES |             |
|--------------------------------|------------|--------|-----------------------|-------------|
|                                | Etats-Unis | France | Etats-Unis            | France      |
| (1) cours réel                 | -2,85      | -3,21  | -3,90*                | -4,71*      |
| (2) logarithme cours réel      | -2,75      | -3,45* | -4,90*                | -4,66*      |
| (3) dividende réel             | -3,13      | -2,50  | -5,35*                | -4,04*      |
| (4) logarithme dividende réel  | -3,72*     | -1,55  | -5,71*                | -1,54       |
| (5) cours réel lissé           | -2,88      | -3,37  | -4,87*                | -4,92*      |
| (6) dividende réel lissé       | -3,76*     | -2,46  | -6,21*                | -3,62*      |
| (7) cours théorique réel lissé | -1,71      | -1,89  | -3,71*                | -2,56       |
| (8) $E(P_t^* - P_t^0)^2$       | -3,55*     | -3,52* | -4,17*                | -3,58*      |
| (9) $E(P_t^* - P_t)^2$         | -4,03*     | -3,39  | -4,86*                | -5,76*      |
| (10) $E(P_t - P_t^0)^2$        | -3,01      | -4,11* | -6,18*                | -5,71*      |
| (11) $CR/DR$                   | -2,93      | -4,28* | -6,54*                | -4,67*      |
| (12) $CTR/DR$                  | -3,73*     | -3,35  | -5,43*                | -4,16*      |
| (13) $\log(DR/CR)$             | -3,13      | -4,43* | -7,14*                | -4,84*      |
| (14) taux $r_t$                | -3,43      | -2,19  | -7,62*                | -6,99*      |
| (15) Diff $d_t - r_t$          | -6,46*     | -5,10* | indéterminé           | indéterminé |

- (8), (9) et (10) sont les termes de la relation (22)

- (11) ratio cours réel/dividende réel

- (12) ratio cours théorique réel/dividende réel

- (13) logarithme du ratio dividende réel sur cours réel

- (14) taux d'actualisation  $r_t$ .

- (15) différence entre le taux de croissance du logarithme du dividende et le taux d'actualisation. Dans le cas de la France, des valeurs aberrantes ne permettaient pas de conclure.

Pour analyser la stationnarité des variables, nous avons réalisé la régression suivante :

$$\text{DIFF } X_t = a + bt + c X_{t-1} + \sum_{i=1}^{i=4} d \text{ DIFF } X_{t-i}$$

La variable  $X_t$  est dite stationnaire si  $c < 0$ .

Nous avons testé la stationnarité de  $X_t$  (niveau) et de  $X_t - X_{t-1}$  (différence première). D'après les simulations de DICKEY et FULLER (1981), l'hypothèse  $c = 0$  est rejeté si la statistique est supérieur à 3,44 au seuil de confiance de 5 %. L'hypothèse de stationnarité n'est donc pas rejetée si le *t* statistique donné dans chaque colonne est inférieur à -3,44, ce que nous avons indiqué par un astérisque \*. Il faut noter que si l'hypothèse de stationnarité est rejetée, cela signifie que l'hypothèse de marche au hasard n'est pas rejetée pour la variable considérée.

## VOLATILITÉ EXCESSIVE D'UN MARCHÉ D' ACTIONS U.S./FRANCE

Nos résultats sont parfois différents de ceux de CAMPBELL et SHILLER, car leur test est légèrement différent du nôtre. Ils ont appliqué celui proposé par PHILLIPS et PERRON (1986) dans lequel les autocorrélations des résidus sont corrigées. Notre analyse plus simple n'intègre pas cette correction mais n'indique pas non plus que les résidus soient autocorrélés. De plus, CAMPBELL et SHILLER donnent uniquement le  $F$  statistique mais pas le  $t$  statistique. Or, dans certaines régressions, il s'avère que le  $F$  statistique est significatif alors que le  $t$  statistique de  $c$  n'est pas significatif car les autres variables introduites dans la régression sont fortement significatives. Ce dernier point d'après nos tests explique la différence entre nos résultats et ceux de CAMPBELL et SHILLER pour certaines variables. Il est à notre avis préférable de donner le  $t$  statistique plutôt que le  $F$  statistique.

## Références

- ACKERT Lucy et SMITH Brian (1993) "Stock Price Volatility, Ordinary Dividends and Other Cash Flows to Shareholders", *Journal of Finance*, 48, pp. 1147-1160.
- CAMPBELL John Y et SHILLER Robert J (1987) "Cointegration and Tests of Present Value Models", *Journal of Political Economy*, 95, pp. 1062-1088.
- CAMPBELL John Y. et SHILLER Robert J (1988) "Stocks Prices, Earnings and Expected Dividends", *Journal of Finance*, 43, pp. 661-676.
- CAMERER Colin (1987) "Bubbles and Fads in Asset Prices : a Review of Theory and Evidence", *Unpublished paper*, University of Pennsylvania
- CHABERT A. (1949) *Essai sur les mouvements des revenus et de l'activité économique de 1798 à 1820*, A. Collin, Paris.
- COCHRANE John (1991) "Volatility Tests and Efficient Markets", *Journal of Monetary Economics*, 27, pp. 463-485.
- COWLES Alfred (1939) *Common Stock Indexes*, 2nd Edition, Bloomington, Principia Press.
- DICKEY David A. et FULLER Wayne A. (1981) "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49, pp. 1057-1072.
- ENGLE Robert F. et GRANGER Clive W. (1987) "Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55, pp. 251-27.
- FAMA Eugene F. et FRENCH Kenneth R. (1987) "Permanent and Temporary Component of Stock Prices", *Journal of Political Economy*, 96, pp. 246-273.
- FLAVIN Marjorie A. (1983) "Excess Volatility in the Financial Markets : A Reassessment of the Empirical Evidence", *Journal of Political Economy*, 91, pp. 929-956.
- GILLES Christian et LEROY Stephen F. (1991) "Econometric Aspects of the Variance-Bounds Tests : A Survey", *The Review of Financial Studies*, 4, pp. 753-791.
- GROSSMAN Sanford J. et SHILLER Robert J. (1981) "The Determinants of the Variability of Stock Market Prices", *American Economic Review*, 71, pp. 222-227.
- HANSEN L.P et SINGLETON Kenneth J. (1982) "Generalized Instrumental Variables Estimations of Nonlinear Rational Expectations Models", *Econometrica*, 50, pp. 1269-86.
- KLEIDON Allan W. (1986) "Variance Bound Tests and Stock Price Valuation Models", *Journal of Political Economy*, 94, pp. 953-1001.
- LEROY Stephen F. et LACIVITA C.J. (1981) "Risk Aversion and The Dispersion of Asset Prices", *Journal of Business*, 54, pp. 555-74.
- LEROY Stephen F. et PARKE William R. ((version 1988 et version 1990)) "Stock Price Volatility : A test Based on the Geometric Random Walk", *Unpublished paper*, University of California, Santa Barbara.
- LEROY Stephen F et PORTER RICHARD D. (1981) "The Present-Value Relation : Tests Based on Implied Variance Bounds", *Econometrica*, 49, pp. 97-113.
- LEROY Stephen F. et STEIGERWALD Douglas G. (1995) "Volatility", *Handbooks in Organization and Management Sciences*, vol. 9, Finance, R. Jarrow et al, pp. 411-433.
- LÉVY-LEBOYER M. et BOURGUIGNON F. (1985) *L'économie française au XIX<sup>e</sup> siècle, Analyse macro-économique*, Economica, Paris.

## VOLATILITÉ EXCESSIVE D'UN MARCHÉ D'ACTIONS U.S./FRANCE

- LO Andrew W. et MACKINLAY Craig A. (1988) "Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks : Evidence From a Simple Specification Test", *The Review of Financial Studies*, 1, pp. 41-66.
- LUCAS Robert E. (1978) "Asset Prices in an Exchange Economy", *Econometrica*, 46, pp. 1429-45.
- MACAULAY Frederic (1938) *Some Theoretical Problems Suggested by the Movements of Interest Rates, Bonds Yields and Stock Prices in the United States Since 1856*, New-York, National Bureau of Economic Research.
- MANKIW Gregory, ROMER David et SHAPIRO Matthew D. (1985) "An Unbiased Reexamination of Stock Market Volatility", *Journal of Finance*, 40, pp. 677-687.
- MARSH Terry A. et MERTON Robert C. (1986) "Dividend Variability and Variance Bounds Tests for the Rationality of Stock Market Prices", *American Economic Review*, 76, pp. 483-498.
- MICHENER Ronald W. (1982) "Variance Bounds in a Simple Model of Asset Pricing", *Journal of Political Economy*, 90, pp. 166-175.
- PHILLIPS Peter et PERRON Pierre (1986) *Testing for Unit Roots in Times Series Regression*, Cowles Foundation Discussion Paper.
- PORTEBA J.-M. et SUMMERS L.-H. (1988) "Mean Reversion in Stock Prices : Evidence and Implications", *Journal of Financial Economics*, 22, pp. 27-59.
- SHEA Garry S. (1987) "Ex-post Rational Price Approximations and the Empirical Reliability of the Present-value Relation", *Unpublished paper*, Pennsylvania State University.
- SHILLER Robert J. (1981) "Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends ?", *American Economic Review*, 71, pp. 421-436.
- SHILLER Robert J. (1989) *Market Volatility*, The MIT Press, Cambridge.
- SINGLETON Kenneth J. (1980) "Expectations of the Term Structure and Implied Variance Bounds", *Journal of Political Economy*, 88, pp. 1159-1176.
- THÉVENIN Dominique (1998) *Les bulles rationnelles*, Thèse en Sciences de Gestion, Ecole supérieure des Affaires, Université Pierre Mendès-France.
- WEST Kenneth D. (1987) "A Specification Test for Speculative Bubbles", *Quarterly Journal of Economics*, 102, pp. 553-580.
- WEST Kenneth D. (1988(a)) "Dividend Innovations and Stocks Price Volatility", *Econometrica*, 56, pp. 37-61.
- WEST Kenneth D. (1988(b)) "Bubbles, Fads and Stock Price Volatility Tests : A partial Evaluation", *Journal of Finance*, 53, pp. 639-660.