

JEAN-JACQUES LILTI

## Dépendance de durée et tests de bulles spéculatives

*Journal de la société statistique de Paris*, tome 137, n° 1 (1996),  
p. 33-50

[http://www.numdam.org/item?id=JSFS\\_1996\\_\\_137\\_1\\_33\\_0](http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1996__137_1_33_0)

© Société de statistique de Paris, 1996, 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/>

## II

### ARTICLES

# DÉPENDANCE DE DURÉE ET TESTS DE BULLES SPÉCULATIVES<sup>1</sup>

Jean-Jacques LILTI

Maitre de Conférences LARGOR, URA CNRS n° 1418

I.G.R.-I.A.E. de Rennes

## RÉSUMÉ

### Dépendance de durées et tests de bulles spéculatives

Cet article propose de tester la présence de bulles spéculatives par la méthode des dépendances de durées. Contrairement aux tests classiques (skewness, kurtosis, autocorrélations, ratio de variance, cointégration,...), cette technique est spécifique aux bulles et évite les problèmes des tests d'hypothèses jointes. Dans un premier temps, nous présentons les propriétés des tests de dépendance de durée et l'intérêt de cette approche dans le cas des bulles spéculatives. Dans une seconde partie, une application au marché français des actions sur les dix dernières années révèle la présence de bulles spéculatives uniquement sur certains titres. Globalement le marché en semble dépourvu.

## ABSTRACT

### Duration dependence and speculative bubble tests

This paper realizes tests of speculative bubbles based on the statistical method of duration dependence. Unlike classic tests (skewness, kurtosis, autocorrelations, variance ratio, cointegration,...), this method is specific to bubbles and avoids the joint hypothesis problem. First, we examine the properties of duration dependence tests and we show how useful it can be when applied to the study of speculative bubbles. Then, an empirical study, realized on the last ten years on the french stock market reveals speculative bubbles only on a few stocks but on the whole, the market seems to be without bubbles.

---

1. Je tiens à remercier très sincèrement le comité de lecture pour ses remarques et ses conseils, le rédacteur en chef, le Professeur G. GALLAIS-HAMONNO ainsi que Monsieur Laurent MONSIGNY (DEMACHY-WORMS) pour son aide précieuse. Les erreurs résiduelles me sont totalement imputables.

## I. Introduction

Le concept de bulle, développé initialement par FLOOD et GARBER (1980) et repris par BLANCHARD (1979) et TIROLE (1982), est soumis depuis quelque temps à de nombreux débats. Pendant de longues années, la position classique de nombreux financiers consistait à évaluer la valeur d'un actif en fonction de ses seuls déterminants fondamentaux. Le courant des anticipations rationnelles assimile les agents à des fundamentalistes : le même modèle est exploité par tous, pour déterminer, entre autres, le niveau des cours à partir des fondamentaux.

La plupart des grandes bulles historiques (bulle des tulipes en 1634-37, bulle du Mississippi en 1719-20 et bulle des mers du Sud en 1720) intègre une composante rationnelle à court terme (qui fût l'objet sous la bannière de l'école des anticipations rationnelles d'un effort de démonstration et d'explication) mais également irrationnelle à long terme<sup>2</sup>. Les prétendues anomalies souvent constatées depuis quelques décennies constituent dès lors un défi intellectuel pour ce courant de pensée. La théorie des bulles rationnelles constitue un élément de réponse. Les investisseurs perçoivent la surévaluation du prix de l'actif, mais la probabilité de rentabilités élevées compense la probabilité d'un crash. L'agitation des marchés financiers constatée depuis plusieurs années explique selon Bourguinat que "la théorie des bulles [...] soit justement sorti d'un certain confinement intellectuel".

Si cette théorie s'avère attractive, elle se heurte lors des tests empiriques à des difficultés et des imprécisions susceptibles de remettre en cause la validité des conclusions. Quelle que soit la méthodologie employée, les tests de bulles demeuraient obligatoirement des tests joints de validité du modèle sous-jacent et d'absence de bulles. Eviter toutes références à un modèle d'équilibre (approche proposée par certains auteurs qui recherchent des traces d'inefficience au sens faible -SANTONI [1987]) ne résout pas pour autant cette difficulté : si la présence de bulles est incompatible avec la notion d'efficience, les anomalies constatées ne traduisent pas obligatoirement la présence de bulles.

Cet article ambitionne de résoudre ces difficultés par le recours à une méthode statistique très récente, la dépendance des durées, développée par KIEFER (1988) pour des applications économiques, utilisée par MC QUEEN et THORLEY (1994) sur le marché américain, mais jamais appliquée à notre connaissance à des titres individuels, à d'autres marchés (devises par exemple) ou à d'autres places financières. La première partie réalise une présentation générale de cette démarche et de ses avantages par rapport aux tests actuels de bulles spéculatives : après l'introduction de la notion de taux de hasard appliquée aux bulles spéculatives, l'article présente à partir du modèle de bulle de BLANCHARD et WATSON (1984) cette méthode statistique fondée sur une fonction

---

2. Une présentation et une analyse très intéressante de ces bulles sont fournies dans GARBER P.M. et KINDLEBERGER C. (1978).

de log-vraisemblance à optimiser. La seconde partie consiste à exploiter empiriquement cette méthode. Après une description des données utilisées, la présence de bulles est testée sur le marché français des actions (actifs individuels et indice MSCI). Les résultats sont alors présentés et analysés.

## II. La recherche de bulles spéculatives par les tests de dépendance

### II.1 L'analyse des processus de bulles et la notion de "taux de hasard"

La valeur fondamentale d'un actif étant égale à la valeur actualisée des dividendes futurs anticipés, on peut écrire l'équation de base :

$$F_t = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{E_t(D_{t+i}/I_t)}{(1+r)^i} \quad (1)$$

$$F_t = \sum_{i=0}^{\infty} a^i \cdot E_t(D_{t+i}/I_t)$$

$F_t$  représente la valeur de l'actif,  $D_t$  le dividende à l'instant  $t$ ,  $I_t$  l'information en  $t$ ,  $r$  le taux sans risque et  $a = 1/(1+r)$ .

$P_t$  représente le prix actuel de l'actif d'où :

$$P_t = \frac{E_t(P_{t+1}/I_t) + D_t}{1+r} \quad (2)$$

La résolution itérative de l'équation ci-dessus permet de retrouver la valeur fondamentale  $F_t$  donnée par l'équation de base. Cependant, BLANCHARD (1979) démontre que la condition d'efficacité est satisfaite par toute relation de la forme :

$$P_t = F_t + b_t \quad \text{avec} \quad E_t[b_{t+1}] = (1+r_{t+1})b_t \quad (3)$$

$b_t$  représente une bulle : l'équation (3) permet de justifier la divergence de  $P_t$  par rapport à sa valeur fondamentale. Comme le souligne BLANCHARD et WATSON (1982), on peut retenir le processus suivant pour caractériser les bulles :

$$\begin{cases} b_{t+1} = \frac{(1+r_{t+1})b_t}{\pi} - \frac{1-\pi}{\pi} \cdot C & \text{avec la probabilité } \pi \\ b_{t+1} = C & \text{avec la probabilité } (1-\pi) \end{cases} \quad (4)$$

A chaque période, la bulle continue à croître avec une probabilité associée égale à  $\pi$  ou explose avec une probabilité égale à  $(1-\pi)$ . On vérifie évidemment que l'espérance de  $b_t$  demeure identique à celle exprimée dans l'équation (3).

Contrairement à BLANCHARD et WATSON (1982) qui supposent dans leur modèle que  $C$  peut être nulle, WEST (1988), BOLLERSEV et HODRICK (1992), DIBA et GROSSMAN (1987) démontrent l'intérêt d'avoir  $C > 0$  pour qu'une bulle puisse éventuellement renaître après avoir éclaté. En revanche, tous les auteurs précités affirment que  $\pi$  doit être supérieur à  $1/2$  pour que les caractéristiques basiques des bulles soient respectées (une longue croissance puis un effondrement).

D'après l'équation (3), toute modification de  $P_t$  ne peut provenir que des deux composantes  $F_t$  ou  $b_t$ . On a alors :

$$\Delta P_{t+1} = \Delta F_{t+1} + \Delta b_{t+1}$$

$$\text{avec } \begin{cases} \Delta F_{t+1} = F_{t+1} + D_{t+1} - (1 + r_{t+1}) \cdot F_t \\ \Delta b_{t+1} = b_{t+1} - (1 + r_{t+1}) \cdot b_t \end{cases} \quad (5)$$

En intégrant dans  $\Delta P_{t+1}$ , les différentes valeurs possibles de  $b_t$  en fonction de  $\pi$ , décrites par l'équation (4), on obtient (avec  $\pi > 1/2$ ) :

$$\begin{cases} \Delta P_{t+1} = \Delta F_{t+1} + \frac{1-\pi}{\pi} ((1+r_{t+1})b_t - C) \text{ avec la probabilité } \pi \\ \Delta P_{t+1} = \Delta F_{t+1} - (1+r_{t+1})b_t + C \text{ avec la probabilité } (1-\pi) \end{cases} \quad (6)$$

Selon ces deux équations,  $\Delta b_t$  augmente faiblement mais fréquemment (cas d'une bulle qui persiste) ou diminue fortement mais de façon peu probable (cas d'une bulle qui éclate). L'analyse explique ainsi la présence d'autocorrélations et de séries de rentabilités positives plus importantes que dans une série de rentabilités indépendantes. On met en évidence l'asymétrie du processus d'innovation pour les bulles et donc pour les rentabilités, caractéristique très souvent constatée dans les études. Si on s'intéresse à la probabilité de constater une innovation négative ( $P[\Delta P_t < 0]$ ), on obtient l'équation (7)<sup>3</sup> :

$$p[\Delta P_{t+1} < 0] = \pi \cdot F \left[ -\frac{(1-\pi)}{\pi} \cdot ((1+r_{t+1})b_t - C) \right] + (1-\pi) \cdot F \left[ (1+r_{t+1})b_t - C \right]$$

où  $F(\cdot)$  représente la fonction de densité cumulée de  $\Delta F_{t+1}$ .

De plus, on peut remarquer que  $\frac{\delta p[\Delta P_{t+1} < 0]}{\delta b_t} < 0$  si  $\pi > 1/2$ .

En effet, on obtient l'équation (8) :

$$\frac{\delta p[\Delta P_{t+1} < 0]}{\delta b_t} = -(1-\pi) \cdot (1+r_{t+1}) \cdot \left\{ f \left[ -\frac{(1-\pi)}{\pi} \cdot ((1+r_{t+1})b_t - C) \right] - f \left[ (1+r_{t+1})b_t - C \right] \right\} < 0$$

---

3. MAC QUENN et THORLEY (1994) suppose que  $\Delta F_t$  a une distribution symétrique, unimodale et de moyenne nulle.

Ainsi, la probabilité de constater une innovation négative diminue au fur et à mesure que la bulle augmente.

Si on définit par  $h_i$  le taux de hasard, c'est à dire la probabilité qu'une série de  $i$  rentabilités positives se termine (apparition d'une rentabilité négative), on constate que  $h_i$  est fonction inverse de la longueur de cette série (équation [8]). En présence de bulles,  $h_{i+1}$  est inférieur à  $h_i$ . Il existe donc dans ces séries de rentabilités une dépendance de durées. Une bulle ne pouvant être négative, ces propriétés, développées dans le paragraphe suivant, doivent être observées uniquement sur les séries de rentabilités positives.

### II.2 Les tests de dépendance et l'estimation des paramètres

Dans ce paragraphe, après un rappel des limites des tests classiques de bulles, nous présentons la méthode des tests de dépendance en précisant la nature des données analysées. Pour tester la présence de bulles spéculatives, deux approches sont utilisées.

La première est purement descriptive : la mise en évidence de caractéristiques statistiques bien particulières a incité beaucoup d'auteurs à simplement rechercher ces phénomènes dans les actifs financiers pour tester la présence de bulles. On recherche donc dans les cours des marques d'autocorrélations, d'asymétrie, de queues de distribution plus épaisses, etc. Cependant, ces caractéristiques ne sont pas spécifiques aux bulles et peuvent provenir de bien d'autres phénomènes. Ainsi, d'après POTERBA et SUMMERS (1988) des autocorrélations de longue période peuvent provenir de prime de risque variable ou de biais statistique dû à des traces d'hétéroscédasticité<sup>4</sup>. Une asymétrie et un aplatissement non conformes peuvent provenir d'une mauvaise diffusion de l'information. Enfin, les résultats sont très souvent contradictoires selon le paramètre statistique étudié.

La seconde approche se fonde sur l'étude des fondamentaux. C'est l'approche retenue par de nombreux auteurs, en particulier WEST (1987), SHILLER (1981) et LO - MACKINLEY (1988) sur le marché américain, ou ARTUS (1988,1994) sur le marché français. Ils comparent, pour le marché des actions, les cours et les dividendes. Deux techniques statistiques sont souvent utilisées, la méthode du ratio de variance et les tests de coïntégration.

Le ratio de variance suppose qu'une variable qui suit une marche au hasard a une variance des variations qui est fonction linéaire de la période retenue pour calculer les variations. Pour tester la présence de bulles, on peut vérifier que la variance des fondamentaux (les dividendes par exemple) demeure proportionnelle à celle des cours.

---

4. DIEBOLD (1988) propose d'ailleurs, en présence d'hétéroscédasticité, une modification du test de BOX et PIERCE indispensable pour obtenir des résultats fiables.

Le concept de cointégration évite les écueils rencontrés dans de nombreuses études économétriques, liés à la non stationnarité fréquente des séries financières. En revanche, il impose de se référer à un modèle donné pour tester la cointégration entre les cours et les fondamentaux. Selon DIBA et GROSSMAN (1988) ou CAMPBELL et SHILLER (1987), la non stationnarité du *spread* entre les cours et les dividendes permet de rejeter l'hypothèse d'absence de bulles. En revanche, la cointégration entre les cours et les dividendes ne permet aucune conclusion fiable sur l'efficacité présumée des marchés. En effet, dans un contexte d'efficacité, cours et dividendes doivent constituer une relation stationnaire. Cependant, selon le sens de la causalité entre les deux variables (*Granger Causality*), cette cointégration peut impliquer une prévision possible des cours à partir des dividendes et du *spread* passé, incompatible avec l'efficacité. S'il s'avère que le *spread* est stationnaire et que les dividendes "causent au sens de GRANGER" le *spread*, l'interprétation des résultats devient délicate<sup>5</sup> : la cohérence de la méthode est difficilement assurée.

Globalement, les limites de ces méthodes proviennent de leur référence systématique à un modèle d'évaluation reliant les cours aux fondamentaux<sup>6</sup>. Comme pour la plupart des tests d'efficacité, on se trouve contraint de réaliser un test d'hypothèses jointes. Les résultats demeurent ainsi totalement conditionnés par la validité du modèle sous-jacent. On teste autant le modèle que la présence de bulle ou l'efficacité du marché. Toutes conclusions s'avèrent donc ambiguës.

L'approche développée par KIEFER évite les écueils des analyses classiques. En effet, l'existence d'une bulle implique, d'après les équations (4) et (8), de longues séries d'innovations anormales et positives. Néanmoins d'après BLANCHARD et WATSON (1982), la présence de bulles n'implique pas nécessairement l'existence de longues séries. A titre d'exemple, ces auteurs ne détectent aucune série longue de même signe sur le marché de l'or et supposent néanmoins, à partir d'autres caractéristiques, que ce marché est probablement l'objet de bulles, mais très courtes ( $\pi$  proche de 1/2).

La démarche du test réalisé consiste à rechercher puis à analyser des séquences d'innovations anormales de même signe. Ces tests de dépendance ont déjà été utilisés dans d'autres domaines de l'économie par KIEFER (1988)<sup>7</sup>. Les équations (4) et (8) permettent de décrire le comportement supposé des innovations anormales en présence de bulles. Or de nombreuses études ont

---

5. CAMPBELL et SHILLER (1987) notent que le sens de causalité obtenu entre les deux variables doit permettre généralement de prévoir les dividendes à partir du *spread* et non les cours. Dans ce cas seulement, la logique financière et la cohérence du test de cointégration avec le concept d'efficacité semblent alors assurée.

6. La plupart des études se fonde sur le modèle d'actualisation des dividendes. On peut citer CAMPBELL-SHILLER (1987) ou ARTUS (1988)

7. Certaines sociétés financières cherchent ainsi à relier la probabilité de trouver un emploi à la durée du chômage. Pour une étude approfondie et plus générale de cette approche, on peut consulter C. DESSENDRE (1994).

souligné la difficulté d'étudier les caractéristiques des bulles puisque cette composante n'est pas directement observable sur le marché. Il semble donc indispensable de préciser au préalable la nature des données qui en sont l'objet. A cet effet, dans une étude très complète, plus de 60 années, sur les actions et les obligations, FAMA et FRENCH (1989) proposent une modélisation des rentabilités. La qualité de leurs résultats permet d'exploiter leur approche dans le cadre des bulles spéculatives, pour estimer les innovations dites anormales, considérées comme non observables.

L'analyse de FAMA et FRENCH (1989) cherche à expliquer les rentabilités d'actions par plusieurs variables dont certaines inédites. La première variable, très classique, est le taux de rendement (dividende/cours de l'action). De très nombreuses études (ROZEFF [1984], SHILLER [1984], FLOOD-HODRICK-KAPLAN [1986], CAMPBELL-SHILLER [1988]) démontrent le pouvoir prédictif du taux de rendement sur le cours<sup>8</sup>. Les autres variables retenues sont habituellement utilisées pour évaluer le risque de maturité et le risque de défaut sur le marché obligataire. Seconde variable, le risque de maturité est mesuré par la différence de rendement entre une obligation AAA de maturité longue et un bon du Trésor à un mois. Beaucoup d'auteurs (FAMA [1988], SHILLER-CAMPBELL-SCHOENHOLTZ [1983], KEIM-STAMBAUGHT [1986]) ont mis en évidence l'intérêt du spread taux long-taux court pour prévoir le spread de rendements entre les obligations à maturité longue et celles à maturité courte. Cependant, il s'agit dans notre étude d'expliquer des rendements d'actions. Or Fama et French (1989) montrent très clairement que le risque de maturité ainsi défini permet également de mieux prévoir la rentabilité des actions. Troisième variable, le risque de défaut est mesuré par la différence de rendement entre un portefeuille ou un indice obligataire et une obligation AAA de maturités équivalentes<sup>9</sup>.

En régressant les rentabilités sur les variables précitées et sur les rentabilités passées, les innovations anormales sont déterminées par les résidus. On dispose ainsi d'une évaluation de la composante de bulle non réellement observable<sup>10</sup>.

Les innovations anormales sont dénombrées en fonction de la longueur  $i$  de la

---

8. FAMA et FRENCH (1989) remarquent que le pouvoir explicatif du taux de rendement des actions s'avère aussi satisfaisant pour la rentabilité des actions que pour celle des obligations. De plus, pour les obligations, cette capacité de prédiction est équivalente à celle du risque de défaut.

9. L'étude de FAMA et FRENCH (1989) montre que le pouvoir explicatif et prédictif de cette variable est à long terme. Travaillant sur des données journalières et n'ayant constaté aucune amélioration réelle de nos résultats avec cette variable, nous l'avons ignorée dans les résultats définitifs. MC QUEEN et THORLEY (1994), sur données mensuelles, ne l'ont à juste titre jamais intégrée.

10. Dans l'étude empirique, les résultats obtenus en évaluant ainsi la composante de bulle seront comparés à ceux obtenus par une méthode plus classique. Il faut noter que MC QUEEN et THORLEY (1994) obtiennent des résultats comparables quelque soit la méthode retenue pour évaluer les innovations anormales. Les tests de dépendance de durée ne semblent donc pas très sensibles à ce problème.



série<sup>11</sup>. Si on définit par  $N_i$  et  $P_i$  le nombre de séries complètes et partielles de longueur égale à  $i$ <sup>12</sup>, on déclare alors implicitement une variable aléatoire positive  $I$ , définie par la longueur de la série et caractérisée par la fonction de densité  $f_i = \text{Prob}(I = i)$ . La fonction du log de vraisemblance est alors :

$$L(\theta) = \sum_{i=1}^{\infty} N_i \cdot \text{Ln}(f_i) + P_i \cdot \text{Ln}(1 - F_i) \quad (9)$$

où  $\theta$  représente les paramètres du modèle.

Le taux de hasard, décrit précédemment, est défini par :

$$h_i = \text{Prob}(I = i / I \geq i) \quad (10)$$

On vérifie que  $h_i$  représente bien la probabilité qu'une série se termine en  $i$  sachant qu'elle a déjà duré jusqu'en  $i$  ; en d'autres termes,  $h_i$  représente la probabilité qu'après une série de  $i$  rentabilités anormales de même signe, on constate une rentabilité anormale de signe opposé.

On a donc pour la fonction de taux de hasard :

$$\begin{cases} h_i &= \frac{f_i}{(1 - F_i)} \text{ et } f_i = h_i \cdot \prod_{j=1}^{i-1} (1 - h_j) \\ L(\theta) &= \sum_{i=1}^{\infty} N_i \cdot \text{Ln}(h_i) + M_i \cdot \text{Ln}(1 - h_i) \end{cases} \quad (11)$$

avec  $M_i$  le nombre de séries de longueur supérieure à  $i$ .

En reprenant la forme opérationnelle de MC DONALD-MC QUEEN et THORLEY (1992) pour la fonction du taux de hasard  $h_i$  (transformation logistique), on obtient :

$$h_i = \frac{1}{1 + e^{-(\alpha + \beta \cdot \text{Ln} i)}} \quad (12)$$

L'hypothèse nulle d'absence de bulles implique que la probabilité  $h_i$  qu'une série se termine est indépendante des rentabilités précédentes donc de la longueur de celle-ci [équation (8)]. Cela se traduit dans l'équation (12) par

11. Dans les tests de dépendance, nous adoptons le même vocable que BLANCHARD et WATSON (1984) : une série représente une séquence d'innovations anormales de même signe.

12. Une série partielle survient au début et à la fin de la période d'observation.

$\beta = 0$ . On a bien dans ce cas un taux de hasard constant et indépendant de  $i$ , donc des rentabilités anormales précédentes.

En présence de bulles, on doit vérifier que la probabilité  $h_i$  qu'une série se termine est dépendante des rentabilités précédentes et décroît avec la longueur de la série. Cela se traduit dans l'équation (12) par une valeur négative de  $\beta$ . On a alors un taux de hasard décroissant et inversement proportionnelle à  $i$ .

En intégrant dans l'équation (11) l'expression de  $h_i$  dans l'équation (12), on obtient la fonction de log-vraisemblance à maximiser pour obtenir les paramètres  $\alpha$ ,  $\beta$  et tester ainsi la présence de bulles spéculatives. Les paramètres de la fonction de hasard, et plus particulièrement l'hypothèse nulle  $\beta = 0$  (absence de dépendance-taux de hasard constant), peuvent être testés par un modèle Logit.

### III. Application au marché français des actions

#### III.1 Présentation des données

L'étude est réalisée à partir des cours journaliers et des dividendes de 30 actions françaises<sup>13</sup> et de l'indice MSCI du 01/01/1985 au 16/6/1995. Plus de 2700 cours par titre sont ainsi étudiés. On est donc en mesure de savoir si le marché, dans sa globalité, ou seulement certains titres sont l'objet de bulles. Les actions sont choisies dans des secteurs variés (industrie, finance, alimentaire, services divers) et possèdent des capitalisations boursières relativement fortes : plus de la moitié font partie du CAC 40. En se fondant sur les justifications du paragraphe 2, les rendements anormaux sont représentés par les résidus  $\varepsilon$  de l'équation suivante<sup>14</sup>.

$$R_t = \alpha + \beta \cdot \frac{D_t}{P_{t-1}} + \delta \cdot MAT_t + \gamma_i \cdot \sum_{i=1}^3 R_{t-i} + \varepsilon_t \quad (13)$$

où :  $R$  représente la rentabilité

$P$  représente le cours

$D$  représente le dividende

$MAT$  représente l'écart taux long-taux court

13. Air Liquide, Alcatel-Alsthom, Axa, Bouygues, BP-France, Danone, Cap-Gémini, Carrefour, Casino, CCF, CGIP, Chargeur, Club Med, Crédit Local de France, Crédit National, Docks de France, CGE, Elf Aquitaine, Elf Sanofi, Eurodisney, Eurotunnel, Havas, Lafarge, Lagardère, Legrand, LVMH, Pernod, Peugeot, Promodes, Gan.

14. Deux autres techniques de calcul sont testées : 1°) les rentabilités anormales sont estimées à partir des résidus d'un modèle ARCH sur les rentabilités ; 2°) les rentabilités anormales positives sont celles qui excèdent 2 %. Ces deux méthodes utilisées par plusieurs auteurs dans des études de rentabilités permettent une comparaison plus aisée des résultats, moins dépendants des techniques d'estimation.

## DÉPENDANCE DE DURÉES ET TESTS DE BULLES SPÉCULATIVES

Les séquences de rendements anormaux sont alors dénombrées en fonction de leur longueur. Une très faible minorité d'actions de notre échantillon (Eurotunnel par exemple) n'a pas distribué de dividendes sur ces 10 années (ou de façon symbolique la dernière année). Dans ce cas exceptionnel, nous avons été contraint d'éliminer le rendement du titre dans l'équation (13).

### III.2 Les résultats des tests de dépendance

L'analyse peut être réalisée à 2 niveaux : celui du marché par la présentation des résultats sur le MSCI, puis celui des actifs individuels. Auparavant, nous détaillons et interprétons les résultats obtenus à partir d'un seul titre (LVMH), afin de mieux comprendre la synthèse présentée pour l'ensemble des titres.

Deux étapes de calcul sont requises. La première consiste à dénombrer les séquences en fonction de leur longueur et à calculer les taux de hasard  $h_i$  correspondants. Le tableau 1 ci-dessous illustre, pour l'action LVMH, les résultats obtenus.

**Tableau 1**  
Calcul des taux de hasard  $h_i$  à partir des rendements anormaux  
(01/01/1985-16/06/1995)

LVMH					
Séquence de rentabilités >0			Séquence de rentabilités <0		
Longueur i	Ni	$h_i$	Longueur i	Ni	$h_i$
1	364	0,54819	1	311	0,4691
2	154	0,51333	2	156	0,4432
3	64	0,43836	3	94	0,4796
4	43	0,52439	4	48	0,4706
5	18	0,46154	5	24	0,4444
6	10	0,47619	6	12	0,4
7	4	0,36364	7	9	0,5
8	2	0,28571	8	4	0,4444
9	1	0,2	9	2	0,4
10	1	0,25	10	2	0,6667
11	0	0	11	0	0
12	2	0,66667	12	1	1
13	1	1	13	0	
	<b>Total:</b> 664			<b>Total:</b> 663	

La première et la quatrième colonne recensent les différentes longueurs de séquences rencontrées pour les rentabilités positives et négatives. On a donc dénombré 364 séquences de rendements positifs d'une longueur égale à 1, 154 d'une longueur égale à 2, et une seule série de 13 rendements positifs

## DÉPENDANCE DE DURÉES ET TESTS DE BULLES SPÉCULATIVES

consécutifs. De plus, sur les 146 séquences répertoriées qui ont duré au moins 3 jours ( $\sum_{i=3}^{13} N_i = 146$ ), 64 se sont achevées au bout de 3 jours ( $h_3 = 43, 836\%$ ).

$h_i$  représente bien la probabilité qu'une série se termine en  $i$  sachant qu'elle a déjà duré jusqu'en  $i$ . On détermine ainsi pour chaque longueur de séquence, un taux de hasard associé  $h_i$ . La constance des taux  $h_i$  pour les différentes longueurs de séquence implique l'acceptation de l'hypothèse nulle d'absence de bulle. A contrario, une décroissance des taux  $h_i$  traduit le rejet de cette même hypothèse.

Le choix entre ces deux hypothèses se fonde sur les résultats de la deuxième étape de calcul : celle-ci consiste à estimer la fonction de hasard à partir des taux  $h_i$  observés. Pour le titre LVMH, on obtient, pour les rendements positifs, les valeurs suivantes :

LVMH		
BETA	ALPHA	$\sigma(\beta)$
-0.2646*	0.20047	-0.1292

Ces valeurs de  $\alpha$  et  $\beta$  maximisent la fonction de vraisemblance. Un astérisque pour  $\beta$  indique que l'hypothèse nulle d'absence de bulle,  $H^0$ , est rejetée au risque de 5%. Ainsi, la valeur obtenue pour LVMH implique le rejet de  $H^0$  sur la base des 10 dernières années de rentabilités journalières. Les rentabilités de ce titre semblent donc soumises à des phénomènes compatibles avec les propriétés des bulles spéculatives : la probabilité qu'une séquence de rentabilités positives s'achève décroît avec la longueur de la séquence.

Pour le marché, le tableau suivant présente l'ensemble des résultats obtenus pour l'indice MSCI.

D'après le tableau II, il s'avère, sans ambiguïté, que le taux  $h_i$  est relativement constant, plutôt croissant, et en aucun cas décroissant. *L'hypothèse d'absence de bulle est acceptée ( $\beta = 0$ ) avec un risque de 5 %*<sup>15</sup>. Les résultats demeurent identiques lorsque l'on travaille sur les sous-périodes<sup>16</sup> ou lorsque les deux autres méthodes d'estimation des rentabilités anormales sont utilisées. Dès lors, les caractéristiques du marché français semblent différentes de celles du marché américain. En effet, avec la même méthodologie, MC QUEEN et THORLEY (1994) rejettent très nettement l'hypothèse d'absence de bulles en

15. En toute rigueur, selon BLANCHARD ET WATSON (1982), l'absence de séquences n'implique pas obligatoirement l'absence totale de bulles. Des cas de bulles très courtes seraient envisageables ( $\tau \approx 1/2$ ). Ce cas extrême étant loin de faire l'unanimité, nous n'intégrons pas cette éventualité.

16. Des sous-périodes de 2 années (1985-1986 ; 1987-1988 ; ... 1994-1995) et de 5 années (1985-1989 ; 1990-1995) sont testées.

## DÉPENDANCE DE DURÉES ET TESTS DE BULLES SPÉCULATIVES

étudiant des rentabilités mensuelles de 1927 à 1991. La répétition de leur étude sur des sous périodes (1947-1991) ne modifie aucunement les résultats qui semblent de plus insensibles à la méthode de calcul des rentabilités anormales<sup>17</sup>. Enfin, la périodicité mensuelle des données de MC QUEEN et THORLEY (1994) devrait a priori, par un effet agrégatif, "favoriser" l'hypothèse d'absence de bulles.

**Tableau 2**

Calculs des taux de hasard et des paramètres  
de la fonction de hasard sur l'indice MSCI

(1/01/1985-16/06/1995) L'absence d'astérisque pour  $\beta$  indique que l'hypothèse d'absence de bulle ( $\beta = 0$ ) est acceptée au risque de 5%.

Indice MSCI		
Rentabilités >0		
Longueur i	Ni	hi
1	364	0,50696
2	180	0,50847
3	102	0,58621
4	40	0,55556
5	18	0,5625
6	8	0,57143
7	3	0,5
8	2	0,66667
9	0	0
10	0	0
11	1	1

Indice MSCI		
BETA	ALPHA	$\sigma(\beta)$
0.0151	0.01711	0.0139

17. MC QUEEN et THORLEY (1994) comparent les résultats obtenus à partir de 10 techniques d'estimation de rentabilités anormales.

## DÉPENDANCE DE DURÉES ET TESTS DE BULLES SPÉCULATIVES

Pour les actifs individuels, le tableau ci-dessous résume l'intégralité de nos résultats par action.

**Tableau 3**

Calculs des paramètres de la fonction de hasard sur 30 actions françaises (01/01/1985-16/06/1995). La présence d'un astérisque indique que l'hypothèse d'absence de bulle ( $\beta = 0$ ) est rejetée au risque de 5%

ACTION	$\beta$	$\alpha$	$\sigma(\beta)$
Air Liquide	-0.1672 *	0	-0.0780
Alcatel-Alsthom	-0.054	0.143	-0.0482
Axa	-0.0098	0.1875	-0.0088
Bouygues	-0.0859	0.1012	-0.0756
BP-France	-0.347 *	0.385	-0.1637
Cap-Gémini	-0.0355	-0.3656	-0.0354
Carrefour	-0.04	0.1092	-0.0384
Casino	-0.219 *	0.2175	-0.1103
CCF	-0.122 *	0.1519	-0.0592
CGE	0.03	0.1183	0.0256
CGIP	0.0067	0.1047	0.0058
Chargeur	-0.202 *	0.2542	-0.0973
Club Med	-0.0456	0.0263	-0.0436
Crédit Local de France	-0.1677 *	0.2875	-0.0782
Crédit National	-0.1858 *	0.249	-0.0945
Danone	0.01486	0.0202	0.0133
Docks de France	-0.0042	0.1371	-0.0038
Elf Aquitaine	-0.012	0.103	-0.0102
Elf Sanofi	-0.0426	0.0687	-0.0416
Eurodisney	-0.547 *	0.0607	-0.2761
Eurotunnel	-0.2089 *	0.24	-0.1003
Gan.	0.0287	-0.1031	0.0275
Havas	-0.1111	0.2158	-0.0953
Lafarge	0.1398 *	0.0368	0.0650
Lagardère	0.0962	0.2583	0.0879
Legrand	-0.161 *	0.222	-0.0815
LVMH	-0.2646*	0.20047	-0.1242
Pernod	-0.0831	0.152	-0.0759
Peugeot	0.0466	0.2537	0.0437
Promodes	-0.0907	0.1033	-0.0770

Pour 12 des 30 titres analysés, on doit rejeter l'hypothèse d'absence de bulles. Ce résultat n'est cependant pas suffisamment marqué pour que la tendance globale du marché (représentée ici par le MSCI-Tableau 2) soit l'objet de bulles spéculatives. Comme pour l'indice MSCI, l'analyse sur les titres individuels fournit des résultats relativement peu sensibles aux variantes méthodologiques. En effet, la segmentation de la période d'étude en 2 ou 5 sous-périodes ne modifie pas les conclusions : seules les valeurs obtenues évoluent légèrement. De même, les différentes techniques d'estimation des rentabilités anormales n'influencent que symboliquement les résultats. Enfin, même si l'hypothèse de BLANCHARD et WATSON (1982) est ignorée par plusieurs auteurs (hypothèse selon laquelle des bulles très courtes ne sont pas à exclure), ce type de phénomènes fait référence à des problèmes de microstructure dont l'étude requiert des données intrajournalières. Notre étude et nos résultats se limitent à des phénomènes d'ampleur plus importante.

*On peut donc penser que le marché français des actions n'est pas l'objet sur les dix dernières années de bulles spéculatives.* Celles-ci concernent seulement certains titres mais de façon alors très marquée. Ce résultat semble en contradiction avec beaucoup d'études (ARTUS, 1984) fondées sur l'analyse des fondamentaux. En développant un modèle spécifique de bulles, ARTUS et KAABI (1994) obtiennent selon eux des résultats de qualité moyenne qui ne permettent pas de conclure avec certitude. Les méthodes statistiques souvent utilisées (ratio de variance, coïntégration, variabilité cours-dividendes) ne sont en aucun cas en cause. En revanche, leurs utilisations dans des études qui impliquent un test d'hypothèses jointes, semblent pour le moins délicates. Les modèles d'évaluation utilisés couramment et implicitement dans ces techniques statistiques, à défaut de formulations plus raffinées, sont certes réputés largement perfectibles. Cependant, les divergences de résultats que l'on constate ici, tendent à montrer que le manque de rigueur de ces modèles peut induire des conclusions opposées à celles obtenues par des méthodes non fondées sur un quelconque modèle d'évaluation. L'intérêt de la méthode des dépendances de durée réside justement dans le fait que ses résultats ne sont pas conditionnés par la validité d'un modèle sous jacent d'évaluation d'actifs. Néanmoins, il semble nécessaire de réitérer cette méthode en France avec des périodicités différentes (hebdomadaires ou mensuelles) afin de multiplier les éléments de comparaison. Une analyse sur des valeurs à capitalisation boursière plus faible (MIDCAC), donc peut-être moins arbitrées, serait également enrichissante pour évaluer la sensibilité de nos résultats à ce paramètre. De même, une étude sur des actions américaines et non sur un portefeuille permettrait d'affiner les résultats de MC QUEEN et THORLEY (1994). La confirmation de ces résultats permettrait d'une part de confirmer la fragilité des modèles d'évaluation d'actions et d'autre part d'être mieux armé pour tenter d'identifier sur des titres individuels des facteurs favorisant l'apparition de bulles spéculatives.

A cet effet, on peut d'ores et déjà s'interroger sur l'influence des méthodes de gestion de portefeuilles et plus particulièrement sur les méthodes de sélection de titres utilisées. Dans cette hypothèse, il serait intéressant d'évaluer le

pois de l'analyste et du gérant de portefeuille : le premier peut initier une situation potentielle de bulles que le second va développer et gérer. A cet effet, l'uniformité des modèles d'analyses, le développement des "consensus" constituent peut-être des facteurs explicatifs, générateurs de mimétisme, qu'il est nécessaire d'étudier pour mieux comprendre les implications de cette étude.

### IV. Conclusion

Malgré tous ces atouts, la théorie des bulles spéculatives a connu des limites par les difficultés méthodologiques rencontrées lors des tests et l'imprécision des résultats fournis. Les tests de bulles sont longtemps demeurés des tests joints d'hypothèse où l'on étudie autant la validité du modèle d'évaluation que la présence de bulles. Par ailleurs l'approche statistique classique fondée sur l'étude de certains paramètres caractéristiques des séries financières ne résout pas cette difficulté méthodologique : les anomalies éventuellement constatées peuvent traduire bien d'autres phénomènes que la seule présence de bulles spéculatives.

Dès lors, la méthode des dépendances de durée, développée par KIEFER (1988) pour des applications économiques, semble une approche pertinente pour résoudre ces difficultés en évitant particulièrement les écueils des tests joints d'hypothèses utilisés habituellement. Jamais appliquée à notre connaissance à la place financière de Paris, cette démarche met en évidence, à partir de données journalières, l'absence de bulles spéculatives sur le marché français pendant les dix dernières années. L'étude de 30 titres individuels sur la même période confirme les résultats précédents. Cependant, quelques actions de notre échantillon semblent l'objet de bulles spéculatives marquées. Ces résultats diffèrent de la seule étude américaine publiée et fondée sur la même démarche, qui révèle sur des données mensuelles la présence de bulles sur le marché américain. Il semble dès lors intéressant de confirmer par d'autres études ces particularismes nationaux et surtout d'expliquer, pour le marché français, les raisons du comportement atypique de quelques titres soumis à des bulles sur un marché qui en ait dépourvu.



## RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ARTUS P. (1988) "Efficience et cloisonnement du marché des changes et des marchés financiers en France 1970-1986", *Cahiers Economiques et Monétaires*, n° 31, p. 49-116.
- ARTUS P. & KAABI M. (1994) "Bulles intrinsèques et bulles d'état : théorie et résultats empiriques dans le cas du marché boursier français", *Finance*, Vol. 15, n° 1, p. 7-34.
- BLANCHARD O.J. (1979) "Speculative Bubbles, Crashes and rational Expectations", *Economics Letters*, N° 3, p.387-389.
- BLANCHARD O.J. & WATSON M.W. (1982) "Bubbles, rational expectations and financial markets", in *Crisis in the economic and financial System*, P.Watchel, Ed. Lexington, M.A. Lexington Books.
- BLANCHARD O.J. & WATSON M.W. (1984) "Bulles, anticipations rationnelles et marchés financiers", *Annales de l'INSEE*, N° 54, p.79-99.
- BOLLERSEV T. & HODRICK R.J. (1992) "Financial market efficiency tests", *Working Paper* n° 132, Kellogg Graduate School of Management, Northwestern University.
- BOURGUINAT H. (in BURGUINAT H. & ARTUS P) "Théorie économique et crise des marchés financiers", *Economica*.
- CAMPBELL J.Y. ET SHILLER R.J. (1987) "Cointegration and tests of present value models", *Journal of Political Economy*, Vol. 95, N° 5, p. 1063-1088.
- CAMPBELL J.Y. ET SHILLER R.J. (1988) "The dividend price ratio and expectations of future dividends and discount factors", *Review of Financial Studies*, 1, p. 195-228.
- DESSENDRE C. (1994) "Mobilité géographique et insertion professionnelle des jeunes d'origine rurale : une approche par le capital humain et son lien espace", *Thèse*, Dijon.
- DIBA B.T. & GROSSMAN H.I. (1987) "On the inception of rational bubbles", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 102, p. 697-700.
- DIEBOLD F.X. (1988) "Empirical modeling of exchange rate dynamics", *Springer-Verlag*, p. 27.
- ENGLE D. & GRANGER C.W.J. (1987) "Cointegration and error correction : representation, estimation and testing", *Econometrica*, 55, p. 251-276.
- FAMA E.F. (1988) "Term structure forecasts of interest rates, inflation, and real returns", *Working Paper* n° 233, CRSP, University of Chicago, Chicago, IL.
- FAMA E.F. & FRENCH K.R. (1989) "Business conditions and expected returns on stocks and bonds", *Journal of Financial Economics*, 25, p. 23-49.

## DÉPENDANCE DE DURÉES ET TESTS DE BULLES SPÉCULATIVES

- FLOOD R. & GARBER P. (1980) "Markets fundamentals versus price level bubbles : a first test", *Journal of Political Economy*, Vol. 88, N° 4, p. 745-770.
- FLOOD R., HODRICK R. & KAPLAN P. (1986) "An evaluation of recent evidence on stock market bubbles", Unpublished manuscript, *NBER*, Cambridge, MA.
- FONTAINE P. (1990) "Peut-on prédire l'évolution des marchés d'actions à partir des cours et des dividendes passés", *Journal de la Société Statistique de Paris*, n° 1, p. 16-36.
- GARBER P.M. (1990) "Famoust first bubbles", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 4, N° 2, Spring, p. 35-54.
- GRANGER C.W.J. (1986) "Developments in the study of cointegrated economic variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, n° 3, p. 213-228.
- KEIM D. ET STAMBAUGH R. (1986) "Predicting returns in the stock and bond markets", *Journal of Financial Economics*, 17, p. 357-390.
- KIEFER N.M. (1988) "Economic duration dat and hazard function", *Journal of economic Literature*, juin, p. 646-679.
- KINDLEBERGER C. (1978) "*Mania, panics and crashes*", New-York : Basic Books.
- LILTI J.-J. (1994) "Les apports de la coïntégration aux tests d'efficienc", *Journal de la Société de Statistique de Paris*, tome 135, n° 4, p. 47-63.
- LO A. & MAC KINLEY C. (1988) "Stock market prices do not follow random walks : evidence from a simple specification test", *The Review of Financial Studies*, 1, p. 41-66.
- MC QUEEN G. & THORLEY S. (1994) "Bubbles, stock returns and duration dependence", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 29, N° 3, p. 379-401.
- POTERBA J. & SUMMERS L. (1988) "Mean reversion in stock prices : evidence and implications", *Journal of Financial Economics*, 22, p. 27-59.
- ROZEFF M. (1984) "Dividend yields are equity risk premiums", *Journal of Portfolio Management*, p. 68-75.
- SALMON M. (1982) "Error correction mechanisms", *The Economic Journal*, 92, p. 615-629.
- SANTONI G.J. (1987) "The great bull markets 1924-29 and 1982-87 : speculative bubbles or economic fundamentals", *Federal Reserve Bank of St Louis Review*, 69, 9, p. 16-29.
- SARGAN J.D. (1964) "Wages and prices in the United Kingdom : a study in methodology", in *Econometric Analysis for National Economic Planning*, Hart-Mills-Whittaker Eds, Londres.,

## DÉPENDANCE DE DURÉES ET TESTS DE BULLES SPÉCULATIVES

- SCHWERT G.W. (1987) "Effects of model specification on tests for unit roots economic data", *Journal of Monetary Economics*, 20, p. 73-103.
- SHILLER R. (1979) "The volatility of long-term interest rates and expectations models of the term structure", *Journal of Political Economy*, Vol. 87, p. 1190-1218.
- SHILLER R. (1981) "Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends?", *American Economic Review*, 71, p. 421-436.
- SHILLER R. (1984) "Stock prices and social dynamics", *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, p. 457-498.
- SHILLER R., CAMPBELL J. & SCHOENHOLTZ K. (1983) "Forward rates and future policy : interpreting the term structure of interest rates", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, p. 173-217.
- SUMMERS L. (1986) "Does the stock market rationally reflect fundamental values?", *Journal of Finance*, Vol. 41, p.591-600.
- TIROLE J. (1982) "On the possibility of speculation and rational expectations", *Econometrica*, septembre, p. 1163-1182.
- WEST K.D. (1987) "A specification test for speculative bubbles", *Quarterly Journal of Economics*, 102, p.553-580.
- WEST K.D. (1988) "Bubbles, fads and stock prices volatility tests : a partial evaluation", *Journal of Finance*, Vol. 43, p 639-656.