

Peut-on parler de bulle d'état sur le marché français des actions?

Une étude théorique et empirique sur la période 1990-1996.

Christophe Morel*

Cahier de recherche N° 9710

Résumé

Si les fluctuations aléatoires du fondamental fournissent de l'information aux investisseurs pour former leurs anticipations, la théorie des bulles rationnelles reconnaît alors la possibilité d'une bulle alimentée en partie ou totalement par le fondamental. Si ce dernier s'interprète comme la valeur actualisée des flux futurs, il est alors plus cohérent de l'apprécier à partir de données anticipées, plutôt qu'à partir de données *ex-post* comme il est constaté dans la littérature.

Dans ce papier, nous exprimons le fondamental, la bulle, les volatilités conditionnelles et la condition de stabilité stochastique lorsque le taux de croissance des dividendes suit un processus autorégressif. Ensuite, une étude empirique est réalisée à partir des données anticipées du Consensus d'*Associés en Finance*.

Il semblerait qu'une bulle spéculative d'ampleur modérée a démarré sur le marché français en juillet 1993 et a atteint des pics en mars 1994 et avril 1996. Toutefois, notre expression paramétrique de bulle semble insuffisante dans sa capacité explicative et prédictive des cours boursiers.

Abstract

If the market fundamentals change randomly and their current values provide information for investors to form expectations, according to the bubble rational's theory the bubble may be a function of those market fundamentals. And if the fundamental is defined as the discount value of the expected dividend, then it is more consistent to evaluate it with expected values than historical as it is established in the financial literature.

First, we express fundamental, bubble, conditional volatilities and the stability condition when growth rate of the dividends is a first order autoregressive process. Second, we test our model with the expected data of *Associés en Finance*.

* CEREG (Centre de Recherche en Gestion), Université de Paris -Dauphine

A moderate speculative bubble may started in july 1993 with a maximum in march 1994 and april 1996. Nevertheless, our parametric expression seems not completely appropriate to the french stock market.

Sommaire

1. INTRODUCTION	4
2. LE MODELE	6
Expression du fondamental	
10	
Expression de la bulle	11
Volatilités conditionnelles	12
Stabilité stochastique	12
Probabilité d'éclatement	13
3. L'ESTIMATION	
14	
4. LES DONNEES	14
5. LES RESULTATS	15
Un premier test de la sur(sous)évaluation du marché : le <i>Price Earning Ratio</i>	15
Estimation du processus suivi par les dividendes	16
Estimation du cours fondamental	
17	
Etude de co-intégration des cours et des dividendes	17
Estimation des paramètres de la bulle et interprétation	18
6. CONCLUSION	21
BIBLIOGRAPHIE	
22	

1 Introduction

La définition prosaï que de la bulle financière recoupe largement celle de la spéculation, au sens de la recherche d'un gain financier fondée sur les anticipations des mouvements du marché. Mais en théorie financière, la bulle correspond à une déviation du prix par rapport à l'équilibre tandis que la spéculation s'interprète essentiellement comme un processus de transfert du risque (Tirole (1982) et Artus (1995) pour un rappel des trois courants historiques de la spéculation). L'apport essentiel des premiers théoriciens des bulles (Blanchard et Watson (1979, 1982), Tirole (1982, 1985), Flood et Garber (1980, 1982)) fut justement de clarifier ce débat sur la spéculation. Stiglitz (1990) rattachera plus tard la notion de bulle à celle d'anticipations autoréalisatrices : lorsque le prix d'un actif dépend de l'anticipation de sa valeur future, il devient rationnel « d'anticiper les anticipations ».

La présence éventuelle de bulle avait initialement intrigué les économistes (Hecksher (1931), Keynes (1936, chap. 12), Samuelson (1957, 1967) et Hahn (1966)). Mais c'est l'hypothèse d'anticipations rationnelles introduite par Muth (1961) qui permettra de formaliser le problème des bulles en introduisant une structure mathématique décrivant les liens entre les mouvements présents et futurs : les anticipations des investisseurs sur les variations des cours correspondent à des espérances mathématiques conditionnées à l'information dont ils disposent. En d'autres termes, la rentabilité attendue d'un titre par le marché détermine le cours présent de ce titre. La bulle apparaît *de facto* lorsque cette relation est positive.

Donc la rationalité des comportements et des anticipations, n'implique pas que la valeur de marché soit égale à la valeur fondamentale ; les deux peuvent dévier et la différence correspond à une bulle rationnelle.

Les premières spécifications proposées de bulles rationnelles supposaient que leurs mouvements étaient indépendants de ceux du fondamental : bulle non stochastique avec accroissement exponentiel et bulle aléatoire avec probabilité d'éclatement (Blanchard et Watson (1982)).

Mais les tests économétriques de ces bulles dites exogènes ne sont pas toujours convaincants, car il est difficile de distinguer à partir du cours - la seule composante observable - le fondamental et la bulle qui sont inobservables.

Les tests les moins probants ont pour hypothèse nulle l'absence de bulle. Mais si la statistique de test rejette l'hypothèse nulle, cela peut provenir effectivement de la présence d'une bulle, d'un changement des anticipations, d'une erreur de spécification ou encore de la violation d'une hypothèse. Hamilton (1986) par exemple, a montré que l'on pouvait conclure à la présence d'une bulle rationnelle dans les cours alors qu'il s'agit seulement d'un changement d'anticipation.

Certains tests s'inspirent de la formule d'évaluation. Shiller (1981), Blanchard et Watson (1982) et West (1987) aboutissent à une conclusion identique : les séries de dividendes et de cours observés ne sont pas compatibles avec la formule d'évaluation (le cours correspond au flux actualisé des dividendes futurs), ce qui prouverait l'existence de bulles. Non seulement, la validité du test repose sur une estimation correcte du fondamental, mais par ailleurs Hamilton et Whiteman (1985) modèrent la conclusion si l'on suppose qu'il existe des fondamentaux non observés.

Certains chercheurs ont proposé des tests alternatifs d'économétrie des séries temporelles qui reposent sur les propriétés de stationnarité des actifs : si les cours et les dividendes ne suivent pas un processus explosif alors il n'existe pas de bulle. Ces tests sont néanmoins limités car ils n'imposent pas de spécification. Diba et Grossman (1984, 1988), Hamilton et Whiteman (1985) ont proposé des tests de stationnarité (tests de racine-unité et méthodes de co-intégration) pour détecter la présence de bulle. Mais Evans (1991) montre que ces tests sont peu robustes s'il s'agit d'une bulle permanente à plusieurs régimes qui se dégonfle sans éclater et qui repart ensuite.

Mais tant que l'on n'impose pas une expression de la bulle, les tests économétriques ne permettront pas d'en détecter la présence.

En fait, sur le plan théorique la condition de transversalité n'interdit pas une solution plus générale où la bulle dépend de plusieurs variables, et notamment du fondamental. Ce sera le cas si les fluctuations aléatoires du fondamental fournissent de l'information aux investisseurs pour former leurs anticipations. Dans ce cas, le cours du titre sera constitué du fondamental et d'une bulle alimentée en partie ou totalement par ce fondamental, appelée bulle endogène. Il peut sembler paradoxal que les mouvements sur les bulles soient entièrement attribués aux mouvements sur les fondamentaux. Les économistes ont en effet l'habitude de décomposer les cours en deux composantes, l'une fonction du fondamental, l'autre reflétant les anticipations des investisseurs conduites pour l'essentiel par d'autres facteurs. La théorie des bulles d'état suppose qu'au lieu que ces anticipations soient fonction de variables « étrangères », elles sont conduites par une forme non linéaire de la solution de prix qu'est le fondamental.

Une telle bulle, dont l'évolution est fonction à la fois du fondamental et du temps est dite bulle d'état ; le cas particulier où la bulle ne dépend que du fondamental est une bulle intrinsèque.

La littérature des bulles liées aux fondamentaux a été développée par Froot et Obstfeld (1991), Ikeda et Shibata (1992), Artus et Kaabi (1994).

Froot et Obstfeld (1991) justifient la supériorité théorique des bulles d'état au fait qu'elles ne contredisent pas la relations cours/temps, et qu'elles capturent bien l'idée que les cours peuvent surréagir aux nouvelles sur les dividendes comme le prétend Shiller (1984) parmi d'autres. En supposant que le processus des dividendes est une marche au hasard, ces auteurs appliquent leur méthodologie au marché américain sur la période 1900-1988.

Si leurs estimations économétriques réconcilient les rentabilités des cours avec le ratio qui rapporte le cours au dividende - ce que ne fait pas le modèle seul d'évaluation - ils restent néanmoins très prudents sur la possibilité empirique des bulles.

Mais, dans leur modèle, Froot et Obstfeld supposent implicitement que le cours d'un actif tend vers zéro si l'entreprise ne distribue pas de dividende. En d'autres termes, ces auteurs excluent la possibilité de bulle si les dividendes sont nuls. Cette hypothèse paraît en contradiction avec la définition même des bulles qui correspondent à des déviations du cours par rapport au fondamental. Par ailleurs, Tirole (1982) a démontré l'existence de bulle en l'absence de distribution de dividendes.

Cette hypothèse est levée par Ikeda et Shibata (1992) qui proposent une adaptation en temps continu de bulles qui sont à la fois fonction du fondamental et du temps. Ils montrent que les bulles exogènes et les bulles intrinsèques apparaissent comme des cas particuliers de ces bulles dites d'état. Mais la spécification proposée exhibe des propriétés dynamiques qui ne peuvent être déduites d'une combinaison linéaire de ces deux cas particuliers.

Notamment, si l'on suppose que les dividendes suivent un processus brownien géométrique, il vient les trois propositions suivantes :

- Le processus suivi par la bulle d'état peut être stochastiquement stable, localement stable ou instable. Et le caractère stable de la dynamique permet à la bulle de vérifier généralement la version stochastique de la condition de transversalité, c'est à dire l'adaptation stochastique de l'équation standard.
- Les actifs qui incorporent une bulle d'état peuvent être moins volatils que leur fondamental s'il y a compensation entre la volatilité du fondamental et la volatilité de la bulle. Ce phénomène apparaît si la corrélation entre la bulle et le fondamental est négative. En conséquence, les tests de limites de variances introduits par Shiller (1981) ne permettent pas de conclure sur la présence d'une bulle.
- Le signe de la corrélation entre la bulle et le fondamental peut varier dans le temps.

Par ailleurs, Ikeda et Shibata élargissent le modèle en introduisant une possibilité d'éclatement, c'est à dire le risque d'un krach boursier. Dans ce cas, ils montrent que la volatilité de la bulle peut instantanément augmenter et que la corrélation entre la bulle et le fondamental peut s'inverser.

Il apparaît donc que les propriétés des bulles endogènes diffèrent de celles des bulles exogènes qui sont dynamiquement instables, indépendantes du fondamental et par conséquent dont le cours est plus volatil en présence de bulles, et qui exhibent des dynamiques monotones jusqu'à l'éclatement.

Artus et Kaabi (1994) exhibent les propriétés de convergence et de stabilité d'une bulle d'état lorsque les dividendes ou bénéfices suivent un processus de marche au hasard. Ils concluent en particulier que la bulle d'état constitue une amélioration théorique importante par rapport à une bulle exogène, car elle peut ne pas diverger continûment, elle peut diminuer et non augmenter la volatilité du cours, et enfin parce qu'il est possible d'introduire une possibilité d'éclatement aléatoire. Ensuite, ils appliquent leur analyse au marché boursier français sur la période 1970-1992 avec des données *ex-post*. S'ils ne rejettent pas leur existence empirique dans le cas de la France, ils estiment néanmoins qu'elles ne permettent pas d'expliquer les fortes fluctuations des cours boursiers des années 86-90.

Enfin Miller et Weller (1990) et Buiter et Pesenti (1990) recourent à une bulle intrinsèque pour décrire selon un modèle log-linéaire et sans contrainte de positivité des cours, la dynamique du taux de change

Evidemment, le cours peut diverger du fondamental pour d'autres raisons que la présence de bulle rationnelle. Le courant théorique du « noise-trading » (Kyle (1985), Black (1986), Campbell et Kyle (1988), De Long et al. (1988), Froot et al. (1990)) suggère que les erreurs d'évaluation dans les prix proviennent de l'asymétrie d'information entre les investisseurs. L'horizon temporel est donc de très court terme puisque ces différences dans les ensembles d'informations sont rapidement comblées. Pour Blanchard et Watson (1979), si les agents sont différemment informés, chaque agent aura sa propre perception de la valeur fondamentale. Les agents n'auront pas dans ce cas la même perception de la bulle : il y aura des bulles spécifiques à chaque agent, chacune définie comme la différence entre le prix et la perception individuelle de la valeur fondamentale. On peut se demander alors s'il est possible que certains investisseurs sachent qu'il y a une bulle tandis que d'autres l'ignorent ? Un schéma de spéculation dans les années 20 décrit par Thomas et Morgan Witts (1979) consistait pour les agents informés à créer un large volume d'achats afin que les agents moins informés suivent en stimulant les achats. Si de tels schémas sont compatibles avec la rationalité des agents non informés, ceci justifierait la présence de bulles.

Le bruit au sens de French et Roll (1989), c'est à dire l'erreur d'évaluation de certains agents s'interprète comme une bulle informationnelle. Les agents les moins informés (*liquidity traders*) ont soit une conduite mimétique et de suiveurs des agents informés (*insiders traders*) et cherchent l'information dans les prix, soit un comportement aléatoire source du « bruit » (*noise traders*). Pour

de Bondt et Thaler (1985), lorsqu'il y a du bruit, cela signifie que les agents surestiment ou sous-estiment le fondamental et il s'agit davantage d'une surréaction que d'une bulle.

Dans cette étude, nous nous concentrons sur les bulles rationnelles sur fondamentaux. L'originalité est double :

- Sur le plan théorique, il s'agit d'exprimer le fondamental, la bulle, les volatilités conditionnelles et la condition de stabilité stochastique lorsque le taux de croissance logarithmique des dividendes suit un processus autorégressif d'ordre 1. Il s'agit d'une adaptation du cas où les dividendes suivent un processus de marche au hasard développé par Artus et Kaabi (1994).
- L'étude empirique - qui justifiera notre hypothèse théorique de départ - s'effectue à partir de données du Consensus de Marché. Si le fondamental s'interprète comme la valeur actualisée des flux futurs, il est plus cohérent d'estimer ce fondamental à partir de données anticipées qu'à partir de données *ex-post* comme il est constaté dans la littérature.

Dans une première section, nous présenterons notre modèle théorique ainsi que ses principaux résultats. La procédure d'estimation fera l'objet d'une seconde section. Puis, nous présenterons nos résultats économétriques (section 5) après avoir introduit nos données (section 4).

2 Le modèle

Sous les hypothèses classiques du modèle économique du marché financier¹, l'équilibre sur le marché des actions se détermine à partir de la relation d'arbitrage, dite équation d'Euler :

$$P_t = e^{-r} E_t (P_{t+1} + D_{t+1}) \quad (1)$$

où P_t est le cours du titre à la date t , P_{t+1} celui à la date $t+1$, D_{t+1} est le dividende distribué entre t et $t+1$, r le taux d'intérêt réel constant et instantané, et E_t désigne l'espérance mathématique conditionnée à l'ensemble d'information Ω_t commun à tous les agents.

En résolvant l'équation de manière récursive, il vient que :

$$P_t = \sum_{S=1}^n e^{-Sr} E_t (D_{t+S}) + e^{-nr} E_t (P_{t+n}) \quad (2)$$

Si on admet la condition de transversalité² $\lim_{n \rightarrow \infty} e^{-nr} E_t (P_{t+n}) = 0$, alors :

$$P_t = \sum_{S=1}^{\infty} e^{-Sr} E_t (D_{t+S}) \quad (3)$$

¹ On pourra se reporter à l'article de Jensen (1972) pour un énoncé synthétique de ces hypothèses.

² Cette condition est une hypothèse à admettre, mais n'est pas vérifiable.

est la solution particulière dite fondamentale de l'équation (1) : le cours du titre à la date t correspond à la somme actualisée des flux futurs anticipés. On suppose que (3) existe toujours, c'est à dire que le taux de croissance attendu des dividendes est inférieur au taux d'intérêt assurant ainsi la convergence de la solution.

Mais Blanchard et Watson (1979) font remarquer que si la condition de transversalité est violée, l'équation (1) admet une solution plus générale :

$$P_t = F_t + B_t \quad (4)$$

où F est le cours fondamental et B la bulle telle que $B_t = e^{-r} E_t(B_{t+1})$ (5).

Ainsi, par définition la bulle est rationnelle et correspond à une déviation du cours par rapport à son fondamental. S'il existe néanmoins une déviation sans la décomposition (4), nous sommes alors en présence d'une bulle irrationnelle.

On construit alors une bulle d'état en spécifiant une fonction non linéaire qui satisfasse (5). Dans notre modèle, la bulle rationnelle ne dépend que d'un facteur, les dividendes. Pour définir et tester l'existence d'une bulle sur fondamental, il faut donc déterminer dans un premier temps le processus suivi par les dividendes.

Nous faisons l'hypothèse (qui sera confirmée empiriquement par la suite) que le logarithme du dividende suit un processus en différence première, autorégressif d'ordre un, avec constante :

$$\begin{aligned} \ln(D_t) = d_t &\approx ARIMA(1;1;0) \\ \Leftrightarrow d_{t+1} - d_t &= \mathbf{m} + \mathbf{g}(d_t - d_{t-1}) + \mathbf{e}_{t+1} \quad \text{avec } \mathbf{e}_{t+1} \approx N(0; \mathbf{s}^2) \end{aligned} \quad (6)$$

Cette hypothèse paraît plausible *ex ante* dès lors que l'on travaille sur des données anticipées, compte tenu de l'interprétation du paramètre d'autorégressivité.

En effet, \mathbf{g} s'interprète comme l'élasticité du taux de variation de la prévision des dividendes en t par rapport à taux de variation de la prévision en $t-1$, et on peut envisager que cette élasticité n'est pas nulle, c'est à dire que le processus de prévision des bénéfices par les analystes financiers ne suit pas une marche au hasard. Le paramètre \mathbf{m} quant à lui, correspond à la différence entre le taux de croissance attendu des dividendes en t et le produit de l'élasticité \mathbf{g} avec le taux de croissance attendu des dividendes en $t-1$.

Sachant ce processus, il est possible de déterminer l'expression approximée du cours fondamental, de la bulle, des volatilités conditionnelles et d'en déduire la condition de stabilité de la bulle d'état.

· *Expression du fondamental*

Par un raisonnement itératif, il vient que :

$$d_{t+s} = \frac{\mathbf{m}}{1-\mathbf{g}} \sum_{i=1}^{s-1} 1-\mathbf{g}^i + \frac{1-\mathbf{g}^{s+1}}{1-\mathbf{g}} d_t - \frac{\mathbf{g}(1-\mathbf{g}^s)}{1-\mathbf{g}} d_{t-1} + \frac{1}{1-\mathbf{g}} \sum_{i=1}^s (1-\mathbf{g}^i) \mathbf{e}_{t+s+1-i} \quad (7)$$

Sous l'hypothèse que $\mathbf{g} < 1$ et sachant l'expression de la loi log-normale,

$$\frac{1}{1-\mathbf{g}} \sum_{i=1}^s \mathbf{e}_t \approx N\left(0; \frac{S\mathbf{s}^2}{(1-\mathbf{g})^2}\right) \Leftrightarrow e^{\frac{1}{1-\mathbf{g}} \sum_{i=1}^s \mathbf{e}_t} \approx N\left(\frac{S\mathbf{s}^2}{2(1-\mathbf{g})^2}; e^{\frac{S\mathbf{s}^2}{(1-\mathbf{g})^2} \left(e^{\frac{S\mathbf{s}^2}{(1-\mathbf{g})^2} - 1}\right)}\right) \quad (8)$$

on en déduit l'expression suivante du fondamental :

$$F_t = \sum_{s=1}^{\infty} D_t^{1-\mathbf{g}} D_{t-1}^{\frac{-\mathbf{g}}{1-\mathbf{g}}} e^{\left(-r + \frac{\mathbf{m}}{1-\mathbf{g}} + \frac{1}{2} \frac{\mathbf{s}^2}{(1-\mathbf{g})^2}\right) s} \quad (9)$$

A partir de la somme d'une suite géométrique et sous l'hypothèse que $-r + \frac{\mathbf{m}}{1-\mathbf{g}} + \frac{1}{2} \frac{\mathbf{s}^2}{(1-\mathbf{g})^2} < 0$ (10) pour assurer la convergence, l'expression du cours fondamental devient :

$$F_t = D_t^{1-\mathbf{g}} D_{t-1}^{\frac{-\mathbf{g}}{1-\mathbf{g}}} \frac{e^{-r + \frac{\mathbf{m}}{1-\mathbf{g}} + \frac{1}{2} \frac{\mathbf{s}^2}{(1-\mathbf{g})^2}}}{1 - e^{-r + \frac{\mathbf{m}}{1-\mathbf{g}} + \frac{1}{2} \frac{\mathbf{s}^2}{(1-\mathbf{g})^2}}} \quad (11)$$

On remarquera que l'hypothèse (10) permet *a posteriori* de prévenir que le cours fondamental soit négatif.

On pourra remarquer que si les dividendes ne sont pas aléatoires ($\mathbf{s}^2 = 0$) et ne suivent pas un processus autorégressif ($\mathbf{g} = 0$), alors l'expression du fondamental correspond à celle de Gordon et Shapiro (1956) dans leur modèle d'évaluation, c'est à dire au ratio rapportant le dividende anticipé à la différence entre le taux d'intérêt réel et le taux de croissance des dividendes (où \mathbf{m} s'interprète comme ce taux de croissance) au dividende D_t près.

³ Cette expression ne vaut que si les aléas ne sont pas autocorrélés

· *Expression de la bulle*

Si l'on se limite à la classe de solutions qui peut s'écrire sous la forme multiplicative, alors la bulle B doit vérifier le système suivant :

$$\begin{cases} B_t = e^{-r} E_t(B_{t+1}) \\ B_t = AD_t^a D_{t-1}^{-ag} y(t) \\ y(t) = e^{br} \end{cases} \quad (12)$$

Puisque $D_{t+1} = e^m D_t^{1+g} D_{t-1}^{-g} e^{e_{t+1}}$, il vient alors que la solution de la bulle s'écrit :

$$B_t = AD_t^a D_{t-1}^{-ag} e^{br} \quad (13)$$

$$\text{sous la contrainte } \frac{\mathbf{s}^2}{2} \mathbf{a}^2 + \mathbf{am} + (\mathbf{b} - r) = 0 \quad (14)$$

Le cas où $\mathbf{b} = 0$ correspond à une bulle endogène qui ne dépend que du fondamental, c'est à dire une bulle intrinsèque, tandis que le cas où $\mathbf{a} = 0$ correspond à une bulle « classique » dite exogène, fonction uniquement du temps.

Pour que la solution de la contrainte (14) ne soit pas un nombre complexe, il faut imposer que le discriminant de ce polynôme de degré deux, soit positif. Soit :

$$\mathbf{m}^2 - 2\mathbf{s}^2(\mathbf{b} - r) \geq 0 \Leftrightarrow \mathbf{b} \leq r + \frac{\mathbf{m}}{2\mathbf{s}^2} \quad (15)$$

Si la contrainte (15) est une égalité, la racine du polynôme (14) est alors unique et égal à $-\frac{\mathbf{m}}{\mathbf{s}^2}$. En revanche, si la contrainte (15) est une inégalité, les deux

racines du polynôme sont $\frac{1}{\mathbf{s}^2} \left[-\mathbf{m} \pm \sqrt{\mathbf{m}^2 - 2\mathbf{s}^2(\mathbf{b} - r)} \right]$. Il vient immédiatement que si $\mathbf{b} > r$, les deux racines sont négatives, tandis que si $\mathbf{b} < r$, il y a au moins une racine positive.

· *Volatilités conditionnelles*

Les variances conditionnelles du dividende, du fondamental et de la bulle s'écrivent respectivement :

$$Var(D_{t+1} / \Omega_t) = [e^m D_t^{1-g} D_{t-1}^{-g}]^2 Var(e^{e_{t+1}}) \quad (16)$$

$$Var(F_{t+1} / \Omega_t) = D_t^{-\frac{g}{1-g}} \left[\frac{e^{-r+\frac{m}{1-g}+\frac{s^2}{2(1-g)^2}}}{1-e^{-r+\frac{m}{1-g}+\frac{s^2}{2(1-g)^2}}} \right]^2 Var\left(D_{t+1}^{\frac{1}{1-g}}\right) = D_t^{-\frac{g}{1-g}} \left[\frac{e^{-r+\frac{m}{1-g}+\frac{s^2}{2(1-g)^2}}}{1-e^{-r+\frac{m}{1-g}+\frac{s^2}{2(1-g)^2}}} \right]^2 \left[\frac{m}{1-g} D_t^{\frac{1+g}{1-g}} D_{t-1}^{-\frac{g}{1-g}} \right]^2 Var\left[e^{\frac{e_{t+1}}{1-g}}\right] \quad (17)$$

$$Var(B_{t+1} / \Omega_t) = [Ae^{am} e^{b(t+1)} D_t^a D_{t-1}^{-ag}]^2 Var(e^{ae_{t+1}}) \quad (18)$$

La décomposition du cours entre son fondamental et la bulle, ainsi que l'expression de la variance permettent de déduire que la volatilité du cours est inférieure à celle du fondamental si :

$$Var(B_t) + 2Cov(F_t, B_t) < 0 \quad (19)$$

Or la covariance entre le fondamental et la bulle est positive si la variance conditionnelle de la bulle augmente (resp. diminue) lorsque la variance conditionnelle du fondamental augmente également (resp. diminue). Comme la condition de convergence est $g < 1$, il est possible que la volatilité du cours soit inférieure à celle du fondamental lorsque $a < 0$. On retrouve ainsi le même résultat que Artus et Kaabi (1994) qui l'avaient démontré lorsque les dividendes suivaient un processus de marche au hasard. A l'instar de la conclusion théorique de Ikeda et Shibata (1992), on ne peut tester l'existence de bulle par des tests de volatilité (Shiller (1981)).

On peut imaginer une corrélation négative sur courte période entre la bulle et le fondamental, si les investisseurs ont anticipé la nouvelle sur les dividendes et s'ils ont surestimé ou sous estimé l'impact de cette information sur le fondamental. Mais dans ce cas, on rejoint la conclusion de De Bondt et Thaler (1985) et on peut penser qu'il s'agit davantage d'une surréaction et d'un ajustement ensuite, que d'une bulle.

· *Stabilité stochastique*

Il y a stabilité stochastique de la bulle si et seulement $p \lim_{S \rightarrow \infty} B_{t+S} = 0$.

Or,

$$B_{t+S} = AD_{t+S}^a D_{t+S-1}^{-ag} e^{b(t+S)} \quad (20)$$

et $D_{t+S}^a = e^{\frac{amS + as^2S}{1-g} + \frac{a}{2(1-g)^2}} D_t^{1-g} D_{t-1}^{-ag} e^{-\frac{1}{1-g} \sum h_i}$ (21) où \mathbf{h}_i correspond au changement de variable $\mathbf{h}_i = (1-g^i) \mathbf{e}_{t+S+1-i}$ (22), on montre alors que :

$$B_{t+S} = B_t D_t^{1-g} D_{t-1}^{-\frac{ag}{1-g}} D_{t-2}^{-\frac{ag^2}{1-g}} e^{s \left(am - \frac{as^2}{2(1-g)} + b \right)} \quad (23)$$

En conclusion, la bulle est stochastiquement stable si et seulement $am - \frac{as^2}{2(1-g)} + b < 0$ (24). Il est intéressant de rappeler que Artus et Kaabi (1994) avaient démontré que si les dividendes suivent un processus de marche au hasard, la condition de stabilité de la bulle est $am + b < 0$.

- Probabilité d'éclatement

Nous intégrons maintenant une probabilité d'éclatement. Soit la distribution de probabilité suivante :

$$B_{t+1} = \begin{cases} \text{Eclatement} & \text{Pas d'éclatement} \\ 1 - e^{-p} & e^{-p} \end{cases} \quad (25)$$

En d'autres termes, il existe une probabilité de e^{-p} (resp. $1 - e^{-p}$) que la bulle qui a persisté jusqu'à la date t , n'éclate pas (resp. éclate) en $t + 1$.

L'espérance mathématique en t de la bulle en $t + 1$, s'écrit :

$$E_t(B_{t+1}) = e^{-p} A E_t(D_{t+1}^a) D_t^{-ag} e^{b(t+1)} \quad (26)$$

Or $D_{t+1}^a = e^{am} D_t^{a(1+a)} D_{t-1}^{-ag} E(e^{ae_{t+1}})$ (27), donc selon la condition d'équilibre, il vient que :

$$\begin{aligned} E_t(B_{t+1}) &= e^{-p} A e^{am} D_t^{a(1+a)} D_{t-1}^{-ag} e^{\frac{a^2 s^2}{2}} D_t^{-ag} e^{b(t+1)} = e^r B_t \\ \Leftrightarrow \frac{s^2}{2} a^2 + ma + (b - r - p) &= 0 \end{aligned} \quad (28)$$

Ainsi lorsqu'on intègre une probabilité d'éclatement, la contrainte d'expression de la bulle et les valeurs possibles de \mathbf{a} ont les mêmes expressions, que le processus des dividendes suit une marche au hasard (Artus et Kaabi (1994)) ou un processus autorégressif, puisque le paramètre d'autorégressivité n'intervient pas.

3 L'estimation

Dans un premier temps, on estime les paramètres du modèle autorégressif (6) sous la condition de convergence (10) qui assure par ailleurs que le fondamental soit positif.

$$\begin{cases} d_{t+1} - d_t = \mathbf{m} + \mathbf{g}(d_t - d_{t-1}) + \mathbf{e}_{t+1} & \text{avec } \mathbf{e}_{t+1} \approx N(0; \mathbf{s}^2) \\ -r + \frac{\mathbf{m}}{1 - \mathbf{g}} + \frac{1}{2} \frac{\mathbf{s}^2}{(1 - \mathbf{g})} < 0 \end{cases} \quad (29)$$

Sachant les estimés $\hat{\mathbf{m}}$, $\hat{\mathbf{g}}$ et $\hat{\mathbf{s}}^2$, il est alors possible d'en déduire une estimation du fondamental à partir de son expression (9). On vérifie la condition de convergence à savoir que $\mathbf{g} < 1$. Ensuite, compte tenu de la décomposition (4), on détermine une série estimée de la bulle $\hat{B}_t = P_t - \hat{F}_t$.

Il s'agit dans un second temps de tester l'expression (13) de la bulle. Le modèle (10) à estimer est non linéaire dans les variables et dans les coefficients compte tenu de la contrainte en trinôme. Il est possible néanmoins de contourner la non linéarité des variables par un passage en logarithme :

$$\begin{cases} b_t = a + \mathbf{a}d_t + \mathbf{h}d_{t-1} + \mathbf{b}t + \mathbf{e}_t \\ \mathbf{b} = r - \mathbf{m}\mathbf{a} - \frac{1}{2} \mathbf{s}^2 \mathbf{a}^2 \\ \mathbf{h} = -\mathbf{a}\mathbf{g} \end{cases} \quad (25)$$

avec $b_t = \ln B_t$, $d_t = \ln D_t$, $a = \ln A$

4 Les données

Les données proviennent du service « Consensus de Marché » produit sur une base mensuelle par Associés en Finance. Ce service propose depuis janvier 1986 une agrégation des prévisions de 17 bureaux d'étude sur des variables financières, pour un échantillon représentatif de sociétés. Elles couvrent la période janvier 1986 à juillet 1996. L'échantillon a évolué à la fois dans la composition de l'échantillon et dans le nombre de bureaux participants. En effet, le nombre de titres est passé de 80 en janvier 1986 à 148 en juillet 1996, tandis que le nombre de bureaux est passé de 7 au démarrage du consensus, à 17 actuellement.

Les variables de consensus utilisées sont les dividendes moyen et médian. Dans la mesure où le consensus sur les dividendes n'a débuté qu'en octobre 1990, l'étude empirique couvrira la période octobre 1990-juillet 1996.

On construit ensuite pour chaque mois, un indice de marché et des indices agrégés des dividendes moyen et médian, pondérés par les capitalisations boursières des titres appartenant à l'échantillon, et corrigé selon un coefficient correcteur des opérations sur titre.

Enfin, le taux d'intérêt réel retenu est le rendement actuariel de l'OAT à 10 ans auquel on soustrait l'inflation calculée à partir de l'indice mensuel des prix à la production de l'INSEE (on suppose que les anticipations sont naïves).

Dans la mesure où l'on retient les données anticipées et les cours à la même date, on fait implicitement l'hypothèse que le Consensus est instantanément diffusé.

5 Résultats

· *Un premier test de la sur(sous)évaluation du marché : le Price Earning Ratio*

Les praticiens ont l'habitude d'apprécier la sur(sous)évaluation du marché à partir du PER ou coefficient de capitalisation des résultats, qui rapporte le cours d'une action à son bénéfice.

A partir de la base de données Datastream, on représente l'évolution du marché français des actions sur la période octobre 1990-juillet 1996 par un indice correspondant à environ 80% de la capitalisation boursière totale, le PER⁴ anticipé du marché et sa moyenne historique sur cette période qui s'établit à 12,7.

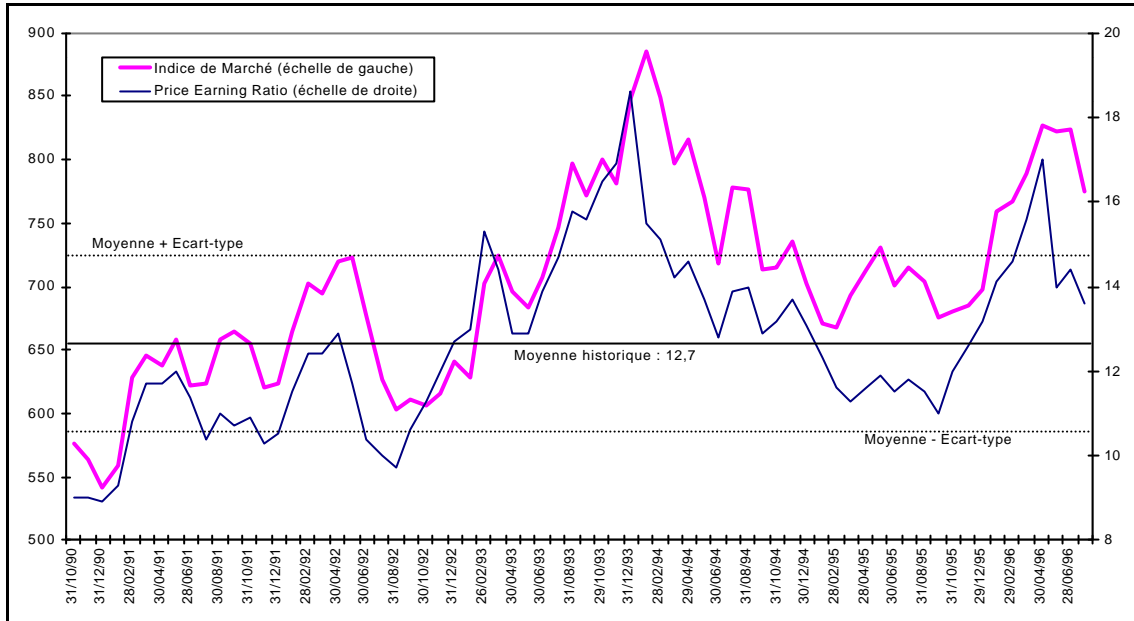
Si on autorise une marge correspondant à l'écart-type de la série, le marché français des actions semblerait selon ce critère plutôt sous-évalué sur les périodes octobre 1990-janvier 1991 et juin 1992-septembre 1992, tandis qu'il aurait été surévalué d'août 1993 à février 1994 et au second trimestre 1996. Evidemment, cette règle de décision est très sensible à la période considérée et ne permet pas de détecter la présence de bulle. Au plus, permet-elle d'en soupçonner l'existence.

⁴ Le PER est calculé en divisant la capitalisation boursière du marché par le dernier montant global des bénéfices : il représente ainsi une moyenne pondérée par les bénéfices anticipés, des PER de ses constituants. Le calcul est le suivant :

$$PE_t = \frac{\sum_{i=1}^N P_{it} C_{it}}{\sum_{i=1}^N BPA_{it} C_{it}} = \sum_{i=1}^N PE_{it} \left(\frac{BPA_{it} C_{it}}{\sum_{i=1}^N BPA_{it} C_{it}} \right) \text{ où } PE_t \text{ est le ratio Cours/Bénéfices du marché à la}$$

date t , tandis que PE_{it} , P_{it} , BPA_{it} , C_{it} sont respectivement le PER, le cours, le bénéfice par action (les BPA négatifs prennent la valeur 0) et la capitalisation boursière du titre i à la date t .

GRAPHIQUE 1 : ÉVOLUTION DES COURS ET DU PER ANTICIPÉ DU MARCHÉ SUR LA PÉRIODE OCTOBRE 1990-JUILLET 1997.



· *Estimation du processus suivi par les dividendes*

Il s'agit dans un premier temps d'estimer les paramètres du modèle (29). L'algorithme d'optimisation retenu est celui de Marquardt-Levenberg initialisé à partir de l'estimation sans contrainte.

Dans la contrainte d'inégalité, le taux d'intérêt réel correspond à la moyenne observée sur la période d'estimation, soit 7,31%.

TABEAU 1 : ESTIMATION DU PROCESSUS SUIVI PAR LES DIVIDENDES

Période d'estimation : octobre 1990-juillet 1996	
$\begin{cases} d_{t+1} - d_t = \mathbf{m} + \mathbf{g}(d_t - d_{t-1}) + \mathbf{e}_{t+1} & \text{avec } \mathbf{e}_{t+1} \approx N(0; \mathbf{S}^2) \\ -r + \frac{\mathbf{m}}{1-\mathbf{g}} + \frac{1}{2} \frac{\mathbf{S}^2}{(1-\mathbf{g})} < 0 \end{cases}$	
Dividendes moyens	Dividendes médians
$\Delta d_{t+1} = 0,039 + 0,152 \Delta d_t$ <p style="text-align: center;">(0,0129)* (0,0488)*</p>	$\Delta d_{t+1} = 0,043 + 0,065 \Delta d_t$ <p style="text-align: center;">(0,0137)* (0,0466)*</p>

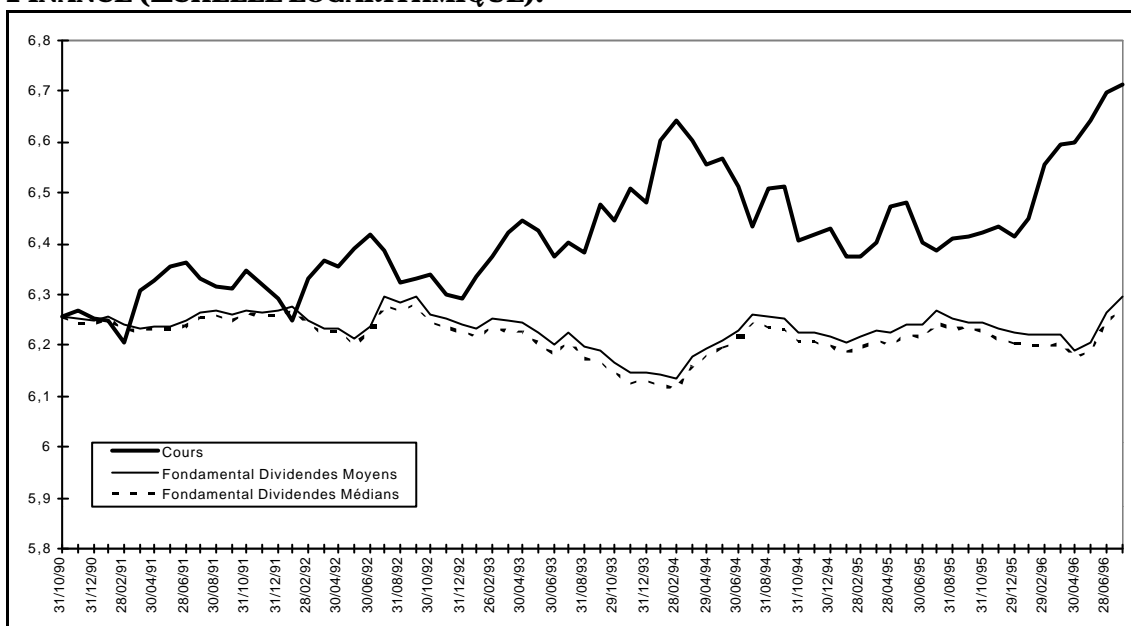
* : significatif au risque de première espèce 5%

Comme le suggère le tableau 1, les estimations des paramètres \mathbf{m} et \mathbf{g} sont positives et significatives ($\hat{\mathbf{g}}$ est d'ailleurs bien inférieur à 1, ce qui assure la convergence de nos expressions théoriques). Les estimations de \mathbf{m} sont très proches dans les deux cas. En revanche, le taux de croissance des dividendes en $t+1$ est plus sensible à celui des dividendes en t , dans le cas où l'on considère des dividendes moyens.

· *Estimation du cours fondamental*

Il s'agit dans un second temps, d'estimer le cours fondamental selon l'expression (10) puis d'inférer les paramètres de la bulle via le modèle (25).

GRAPHIQUE 2 : INDICE DE MARCHÉ ET FONDAMENTAUX ESTIMÉS À PARTIR DES PRÉVISIONS DE DIVIDENDES MOYENS ET MÉDIANS DU CONSENSUS D'ASSOCIÉS EN FINANCE (ECHELLE LOGARITHMIQUE).



· *Etude de co-intégration des cours et des dividendes*

Ce sont des considérations économétriques qui ont conduit Diba et Grossman (1988) aux tests de racine-unité de Dickey-Fuller et de co-intégration. Si les cours et les dividendes ne suivent pas un processus explosif alors il n'existe pas de bulle. Formellement, s'il suffit de différencier à l'ordre k pour stationnariser la série des dividendes, tandis qu'une différenciation du même ordre de la série des cours est insuffisante, cela révèle la présence d'une bulle.

Le principe des tests de racine-unité est que si ces tests ne rejettent pas l'hypothèse nulle de racine-unité dans le processus des dividendes ou celui des cours, mais rejettent cette hypothèse sur les différences premières, cela est contradictoire avec l'existence d'une bulle rationnelle.

Selon les tests de co-intégration, si la différence à l'ordre un des dividendes (Δd) est stationnaire, et si la série des cours (P) et celle des dividendes (d) sont co-intégrés (c'est à dire qu'il existe une relation linéaire stable et stationnaire entre les deux séries), alors si la différence première des cours (ΔP) est stationnaire, cela contredit la présence de bulle.

Bien que Evans (1991) ait montré que les tests de stationnarité étaient peu robustes dans un modèle à plusieurs régimes, le rejet de l'hypothèse de co-intégration permet toutefois de soupçonner la présence de bulle.

En pratique, on régresse la série des dividendes en niveau sur celle des prix et on étudie la stationnarité des résidus à partir des tables de co-intégration. Au préalable, on étudie les propriétés d'intégration des séries univariées. Le test retenu est celui de Philipps-Perron qui tient compte des problèmes liés au non respect des hypothèses habituelles sur les perturbations. Philipps et Perron ont proposé une correction non paramétrique des statistiques de test de Dickey-Fuller qui permet néanmoins de se référer aux tabulations de Dickey-Fuller puisque leurs statistiques possèdent les mêmes distributions limites.

TABEAU 2 : TESTS DE CO-INTEGRATION COURS/DIVIDENDES.

Période d'estimation : octobre 1990 - juillet 1996	
$Ln(P_t)$	
Modèle sans constante et sans tendance : PP _{stat} = 1,38 (DF _{tab} =-1,95)	
$\Delta Ln(P_t)$	
Modèle avec constante et tendance : PP _{stat} =-8,07 (DF _{tab} =-3,41)	
Dividendes moyens	Dividendes médians
$Ln(D_t)$	
Modèle sans constante et sans tendance : PP _{stat} = 0,29 (DF _{tab} =-1,95)	Modèle sans constante et sans tendance : PP _{stat} = 0,09 (DF _{tab} =-1,95)
$\Delta Ln(D_t)$	
Modèle avec constante et tendance : PP _{stat} =-6,66 (DF _{tab} =-3,41)	Modèle avec constante et tendance : PP _{stat} =-7,25 (DF _{tab} =-3,41)
$Ln(P_t) = a + bLn(D_t) + z_t$	
$\hat{a} = 10,55$ (1,230)*	$\hat{b} = -1,63$ (0,419)*
Modèle sans constante et sans tendance : PP _{stat} = -0,69 (DF _{tab} =-1,95)	Modèle sans constante et sans tendance : PP _{stat} = -0,74 (DF _{tab} =-1,95)

Au regard des statistiques de Philipps-Perron, les séries de cours et de dividendes sont intégrés d'ordre 1, tandis que la relation non linéaire entre les cours et les dividendes permet de rejeter l'hypothèse d'absence de bulle.

· *Estimation des paramètres de la bulle et interprétation*

Il s'agit enfin d'estimer le modèle linéarisé avec contraintes suivant:

$$\begin{cases} b_t = a + ad_t + hd_{t-1} + bt + e_t \\ b = r - ma - \frac{1}{2} s^2 a^2 \\ h = -ag \end{cases} \quad \begin{matrix} (a) \\ (b) \end{matrix}$$

avec $b_t = \ln B_t$, $d_t = \ln D_t$, $a = \ln A$

Bien que le modèle théorique soit avec 2 contraintes, l'algorithme d'estimation peut converger difficilement et c'est pourquoi il est raisonnable de présenter les résultats des estimations sans contrainte, avec les contraintes (a) et (b) séparément puis avec les 2 contraintes simultanément.

TABLEAU 3 : ESTIMATION DES PARAMÈTRES DE LA BULLE

	\hat{a}	\hat{a}	\hat{h}	\hat{b}	R^2	RMSE	Ecart-type des résidus	Q-Stat (17)
Dividendes moyens								
Sans contrainte	34,464 (6,314)*	-10,134 (3,281)*	-1,953 (3,892)	0,027 (0,004)*	0,66	0,53	0,82	54,8
Avec la contrainte (a)	31,315 (6,769)*	1,203 (0,101)*	-12,270 (2,706)*	0,025	0,60	0,58	0,57	76,0
Avec la contrainte (b)	30,713 (5,058)*	-12,466 (2,290)*	1,894 (0,348)*	0,028 (0,003)*	0,66	0,53	0,77	89,7
Avec les contraintes (a) et (b)	1,002 (0,106)*	0,981 (0,101)*	-0,149 (0,015)*	0,034	0,48	0,66	0,92	131,6
Dividendes médians								
Sans contrainte	30,145 (5,291)*	-8,782 (2,484)*	-1,541 (3,115)	0,024 (0,003)*	0,71	0,45	0,44	61,0
Avec la contrainte (a)	27,793 (5,847)*	1,122 (0,079)*	-10,726 (2,333)*	0,024	0,63	0,50	0,49	89,5
Avec la contrainte (b)	27,844 (4,152)*	-10,052 (1,707)*	0,658 (0,111)*	0,024 (0,003)*	0,70	0,45	0,65	93,9
Avec les contraintes (a) et (b)	1,078 (0,098)*	0,943 (0,080)*	-0,061 (0,005)*	0,032	0,51	0,57	0,83	156,9

*: significatif au risque de première espèce de 5%

On pourra remarquer que les estimations économétriques sont assez proches entre les dividendes moyens et médians. Néanmoins, les régressions paraissent de meilleures qualité dans le second cas.

Les quatre estimations présentent des caractéristiques communes :

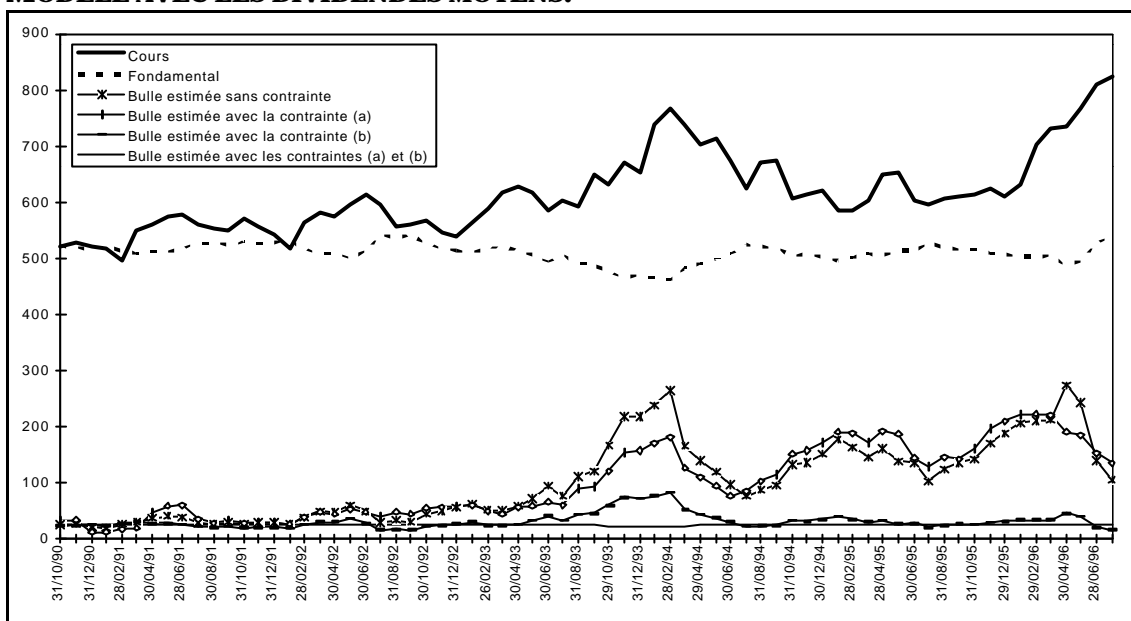
- La bulle est positive compte tenu du signe du coefficient \hat{A} .
- Les paramètres sont statistiquement très significatifs à l'exception du paramètre \hat{h} dans le modèle non contraint qui mesure la sensibilité estimée de la bulle aux dividendes versés l'année précédente.
- Les résidus des régressions sont très fortement autocorrélés à l'ordre un.

Dans le même temps, ces estimations peuvent être distinguées en deux catégories selon que l'on tient compte ou non de la contrainte (b) :

- La mauvaise qualité de la régression du système entier laisse à penser que les bulles ne décrivent pas entièrement la partie des cours non expliquée par les fondamentaux.
- Les estimations économétriques sans contrainte ou avec la contrainte (a) décrivent une bulle qui est stochastiquement stable.

Le graphique ci-dessous distingue dans les cours, la composante fondamentale de la composante bulle. Il apparaît que la volatilité provient essentiellement de la bulle, un résultat assez intuitif que l'on retrouve dans la littérature historique (Kindleberger) qui décrit le plus souvent les bulles comme synonyme de volatilité.

GRAPHIQUE 3 : CONTRIBUTIONS ESTIMÉES DU FONDAMENTAL ET DE LA BULLE - MODÈLE AVEC LES DIVIDENDES MOYENS.



Les deux estimations qui ne tiennent pas compte de la contrainte (b) laissent à penser qu'une bulle positive a démarré en juillet 1993, mais a conservé un caractère modéré et stable sur tout le reste de la période étudiée. Deux pics sont observés en mars 1994 et avril 1996. En revanche, la tendance décroissante à partir de ce point, peut présager d'un éclatement de la bulle ou d'un changement de régime. La comparaison graphique avec le PER anticipé révèle de fortes similitudes.

Néanmoins, dès que l'estimation économétrique intègre la contrainte (b) liée à la formulation paramétrique de notre bulle, l'allure de la bulle estimée est plate. Cela signifie soit qu'il n'y a pas de bulle, soit que notre expression paramétrique ne correspond pas à la réalité.

En fait, il semble qu'il y aurait une bulle sur la période étudiée, mais que notre formulation théorique de bulle contraint trop les paramètres, et annule toute sensibilité à l'information nouvelle.

6 Conclusion

Si on ne peut rejeter l'hypothèse de présence de bulle sur le marché français des actions sur la période octobre 1990-juillet 1996, les estimations apparaissent très sensibles aux contraintes financières et économétriques qu'imposent notre modélisation. Même si les estimations sont très significatives, la faiblesse de la précision des équations ainsi que l'importance de l'autocorrélation, laissent à penser que notre expression paramétrique de bulle d'état ne permet pas d'expliquer tous les mouvements des cours sur le marché parisien.

Néanmoins, au regard de la sur(sous)évaluation du marché sur la période testée, la contribution estimée de la bulle dans les cours semblent correspondre à une certaine réalité. Raisonnablement, une bulle spéculative d'ampleur modérée a démarré en juillet 1993 et s'est perpétuée jusqu'en octobre 1996, même si notre expression paramétrique ne permet pas de capter tous les mouvements. C'est pourquoi, la formulation théorique de bulle d'état pourrait s'enrichir de solutions non linéaires, autres que multiplicatives.

Plus fondamentalement, la théorie des bulles rationnelles n'explique pas le processus dynamique d'anticipation, c'est à dire le traitement de l'information qui conduit à la formation et au maintien de la bulle. On peut penser que la bulle résulte du comportement de certains investisseurs, et c'est pourquoi il serait souhaitable de modéliser ces comportements microéconomiques, tout en intégrant l'influence de la psychologie de groupe dans la détermination des cours boursiers.

BIBLIOGRAPHIE

Artus P., Kaabi M., (1994), « Bulles Intrinsèques, Bulles d'Etat : Théorie et Résultats Empiriques dans le cas du Marché Boursier Français », *Finance, Revue de l'Association Française de Finance*, Vol. 15, N° 1, Juin.

Artus P. (1995), « La spéculation », *Document de Travail de la Caisse des Dépôts et Consignations*, N° 1995-04/E, Sept.

Blanchard O., (1979), « Speculative Bubbles, Crashes and Rational Expectations », *Economic Letter*, 2, pp. 387-389.

Blanchard O., Watson M., (1982), « Bubbles, Rational Expectations and Financial Markets », in P. Wachtel ed, *Crises in the Economic and Financial Structure, Health and Co, Lexington, Mass.*

Blanchard O., Watson M., (1984), «Bulles, Anticipations Rationnelles et Marchés Financiers », *Les Annales de l'INSEE*, N°54, Mai.

Buiter W.H., Pesenti P.A., (1990), «Rational Speculative Bubbles in a Exchange Rate Target Zone », Discussion Paper N° 479, Centre for Economic Policy Research, London.

Diba B.T., Grossman H.I., (1987), « On the Inception of Rational Bubbles », *Quarterly Journal of Economics*, 102, pp. 697-700.

Diba B.T., Grossman H.I., (1988), « Explosive Rational Bubbles in Stock Prices », *American Economic Review*, Juin, pp. 520-530.

Evans G. W., (1991), « Pitfalls in testing for Explosive Bubbles in Asset Prices », *The American Economic Review*, Vol. 81, Sept., pp. 922-930.

Flood R.P., Garber P.M., (1980), «Market Fundamentals Versus Price Level Bubbles : The First Tests », *Journal of Political Economy*, 88, pp. 745-770.

Flood R.P., Garber P.M., (1982), «Bubbles, Runs and Gold Monetization », in *Crisis in the Economic and Financial Structure*, ed. Wachtel.

Flood R.P., Garber P.M., Scott L. , (1984), « Multi-Country Tests for Price Level Bubbles », *Journal of Economic Dynamics and Control*, 8, pp. 329-340.

Flood R.P., Hodrick R., (1986), «Asset Price Volatility, Bubbles, and Proces Switching », *Journal of Finance*, Septembre.

French K. R., Roll R., (1986), «Stock Return Variances », *Journal of Financial Economics* 17, pp 5-26.

Froot K.A., Obstfeld M., (1991), « Intrinsic Bubbles : the Case of Stock Prices », *American Economic Review*, Décembre, pp. 1189-1214.

Hahn F.H., (1966), « Equilibrium Dynamics with Heterogeneous Capital Goods », *Quarterly Journal of Economics*, 80, pp. 633-646.

Hamilton J. , (1986), « On Testing for Self-fulfilling Speculative Price Bubble », *International Economic Review*, Octobre, Vol. 27, pp. 545-552.

Ikeda S., Shibata A., (1992), « Fundamentals-dependent Bubbles in Stock Prices », *Journal of Monetary Economics*, Vol. 30, pp. 143-168.

Keynes J.M., (1936), « Théorie Générale de l'Emploi, de l'Intérêt et de la Monnaie ».

Kindleberger C.P., « Histoire Mondiale de la Spéculation Financière ».

Miller M., Weller P., (1990), « Currency Bubbles Which Affect Fundamentals : A Qualitative Treatment », *Economic Journal*, 100 (supplement volume), pp. 170-179.

Shiller R.J., (1981), « Do Stock Prices Move too much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends ? », *American Economic Review*, Vol. 71, Juin.

Thévenin D., (1995), « Les Bulles Spéculatives : Analyse Empirique », ESA Grenoble, Septembre.

Tirole J., (1982), « On the Possibility of Speculation under Rational Expectations », *Econometrica*, Vol. 50, Septembre, pp. 1163-1181.

Tirole J., (1985), « Asset Bubbles and Overlapping Generations », *Econometrica*, Vol. 53, Septembre, pp. 1071-1100.

West K.D., (1987), « A Specification Test for Speculative Bubbles », *Quarterly Journal of Economics*, 102, Août, pp. 553-580.