

# Sensibilité du prix des actions aux taux d'intérêt

## Une approche empirique du CAC 40 de 1995 à 2005

### Résumé

*Si parmi les nombreux facteurs présumés avoir une influence sur l'évolution des cours des actions les taux d'intérêt sont les plus évidents, le degré et le biais de leur influence sont en revanche très controversés. L'intérêt de cette recherche consiste justement à essayer de comprendre dans quelle mesure les taux d'intérêt nominaux exercent un impact sur le cours des actions. Après avoir procédé à une brève revue des principales études empiriques montrant le caractère relativement ambigu de la nature de la relation négative entre le cours des actions taux d'intérêt à court et à long terme, nous exposons nos résultats quantitatifs relatifs à la période 1995-2005. Fondée sur les tests de causalité de Granger et sur les régressions linéaires du CAC 40, complétée par son application au Dow Jones, notre propre étude confirme cette ambiguïté. Nos estimations permettent, en effet, de conclure que le pouvoir explicatif du cours des actions par les taux d'intérêt n'excéderait pas, dans les meilleurs des cas, les 50 %.*

### Abstract

*This research is aimed at finding out how nominal interest rates can explain the stock price, knowing that among the supposed factors to have an influence on the stock price, the interest rates are, at the same time, the most evident and the most controversial ones. To analyse this, we will introduce, first, some empirical facts through the study of various stock markets, showing the differing character of the results on the negative relation of the stock price to the short and long term interest rate. Then, we will present the results of our quantitative study from 1995 to 2005, relating to the tests of causality of Granger and to the declined linear on the CAC 40, supported and completed by the study of the Dow Jones. According to our findings, the explaining power of stock price by interest rates is unable to exceed, at best, 50 %.*

**Mots-clés :** Cours des actions, taux d'intérêt, prime de risque.

**Code JEL :** C2, C5.

**Nicolas  
Moumni\***

Faculté d'économie  
et de gestion, UPJV,  
Amiens

\* Mes vifs remerciements  
à Ali Bouhaili, Chargé de  
cours à la Faculté  
d'économie et de gestion  
d'Amiens et membre du  
CRIISEA, pour la  
relecture de ce texte et  
pour ses suggestions.

## Introduction

Les facteurs qui déterminent l'évolution du cours des actions sont nombreux. Parmi ceux-ci, les taux d'intérêt sont a priori les plus évidents, mais en même temps les plus controversés.

Selon les adeptes du principe de la valeur fondamentale, les rapports entre les variations, même infinitésimales, des taux d'intérêt et le cours des actions (comme d'ailleurs celui des obligations) sont régis par une relation décroissante. La théorie de l'efficience financière suppose, en effet, que la valeur intrinsèque d'une action soit déterminée par l'actualisation des flux de dividendes anticipés et de leur taux de croissance. Les partisans de la perfection des anticipations soutiennent qu'il est possible d'expliquer l'évolution du cours des actions en fonction des variations des taux d'intérêt, sur la base des taux d'actualisation, tout en intégrant l'effet richesse par le biais du taux marginal de substitution inter-temporel de la consommation. En revanche, pour le courant « comportementaliste », l'approche de détermination des cours fondée sur le seul calcul rationnel s'avère insuffisante. Elle doit être complétée par les méthodes d'analyse des comportements humains. Ainsi, l'anticipation des taux longs résultant des modifications des taux à court terme est un comportement qui relève, éminemment, de la rationalité cognitive.

L'objet de cette recherche consiste justement à essayer de comprendre dans quelle mesure les variations des taux d'intérêt nominaux et de la prime de risque peuvent avoir un impact sur celles du cours des actions en s'appuyant sur les résultats d'une étude empirique portant sur la bourse de Paris.

Pour mener à bien ce travail, nous procédons en deux temps. Dans une première partie, nous revenons, dans une brève revue de la littérature, sur les principales études empiriques de la relation taux d'intérêt/cours des actions dans le cas de certaines bourses (USA, Athènes, Bogota). La seconde partie, qui constitue l'objet propre de cette recherche, est consacrée à l'étude empirique de la relation entre les taux d'intérêt et le CAC 40 complétée par celle du Dow Jones sur une période qui va de 1995 à 2005. Pour affiner notre analyse, cette période a été découpée en quatre sous-périodes conjoncturelles spécifiques reflétant ainsi les différents « états de la nature » : périodes de hausse et de baisse de la bourse, mais aussi périodes de stabilité et d'instabilité des taux d'intérêt.

### 1. Brève revue de la littérature empirique : une relation ambiguë

Depuis les années soixante-dix, le cadre d'analyse des déterminants du cours des actions, en particulier, et des marchés financiers, en général, a été dominé, dans les milieux académiques, par la théorie de l'efficience. Mais depuis la résurgence des bulles, des krachs, des crises financières et,

semble-t-il, d'un excès de volatilité boursière (1), la recherche universitaire a étendu son champ pour intégrer certains des apports des sciences sociales comme la psychologie, la sociologie humaine ainsi que les enseignements de l'expérimentation en laboratoire du comportement des intervenants en bourse.

Selon la théorie de l'actualisation, la valeur de marché d'un actif est déterminée par l'actualisation de ses dividendes anticipés. Le taux d'actualisation utilisé est assimilé au taux d'intérêt courant du marché. Le modèle de Gordon et Shapiro (1956), fondé sur l'hypothèse simple d'un taux de croissance constant du dividende, constitue une des principales références historiques. L'équation d'Euler est l'autre référence importante au modèle d'équilibre inter-temporel de détermination des prix des actifs, en rapport avec l'hypothèse du report de la consommation dans le temps. En effet, dans le cadre de cet équilibre, le bénéfice marginal du renoncement à la consommation d'un euro aujourd'hui est équivalent au bénéfice marginal retiré d'un investissement dans un actif dont la réalisation procure une consommation future.

Sur un plan beaucoup plus macro-économique, le problème se pose en termes de rapport entre l'évolution des marchés financiers et les politiques des autorités monétaires. Il faut rappeler, en effet, que les bourses des pays émergents ainsi que celles des économies développées, au premier rang desquelles la bourse américaine, ont connu entre 1996 et 2000 un emballement sous l'impulsion des nouvelles technologies, conduisant à une bulle spéculative. Dans un tel contexte, la question de savoir si la politique monétaire peut apporter une réponse satisfaisante aux déséquilibres financiers a commencé à se poser avec beaucoup d'acuité. Le président de la BCE, Jean-Claude Trichet, l'a reconnu lui-même dans les propos tenus dans un discours prononcé récemment à Singapour (2) : « Let me tell you that I consider today's topic « asset price bubbles and monetary policy » to be one of the most challenging issues facing a modern central bank at the beginning of the 21st century . » Il faut par conséquent souligner que, depuis la décennie quatre-vingt-dix, les banques centrales des grands pays ont commencé à assumer, en plus de la mission de stabilité monétaire, celle de stabilité financière. Ce qui suppose une identification relativement plus précise de la meilleure réaction de la politique monétaire aux variations excessives des prix des actifs financiers.

Du point de vue empirique, la sensibilité du rendement des actions aux changements des taux d'intérêt a fait l'objet de certaines études entreprises notamment par Merton (1973), Long (1974) et Stone (1974). Selon ces auteurs, l'aversion des investisseurs pour le risque a pour conséquence l'exigence d'une compensation plus que proportionnelle aux facteurs de risque, relativement au rendement du portefeuille de marché dépendant des modifications inter-temporelles des opportunités d'investissement. Selon Merton, le niveau des taux d'intérêt doit être considéré en quelque sorte

(1) Sur cette question le lecteur peut se référer, notamment et avec un grand profit, aux rapports du CMF de décembre 2002, de l'AFG de juin 2003 et à celui du CAE de novembre 2004.

(2) Intitulé *Asset Price Bubbles and Monetary Policy*, prononcé le 8 juin 2005 à Singapour.

comme un benchmark pour les changements dans les opportunités des investisseurs. Ainsi, pour un investisseur averse au risque, le choix entre deux actifs caractérisés par une distribution de richesse future identique, mais présentant une sensibilité inégale aux taux d'intérêt se fera en faveur du portefeuille procurant une meilleure protection contre les mouvements défavorables des taux d'intérêt. L'hypothèse de l'existence de cette sensibilité du rendement des actions aux taux d'intérêt a été renforcée par les modèles à un seul facteur proposés par Fama et Schwert (1977) et par Fogler (1981). L'intégration dans ces modèles du taux d'intérêt comme facteur explicatif a indéniablement amélioré leur pouvoir explicatif.

C'est ce qui est d'ailleurs confirmé par les analyses de la sensibilité aux taux d'intérêt du rendement des actions du secteur bancaire. Son degré est particulièrement élevé, comme en témoignent le nombre et la récurrence de faillites bancaires durant les décennies 1970 et 1980, à cause notamment du niveau et de la volatilité des taux d'intérêt de l'époque. Parallèlement, l'accentuation de la volatilité des marchés financiers a justifié la très grande utilité des études ayant pour objet propre les répercussions des changements des taux d'intérêt sur le rendement des actions du secteur bancaire, en particulier aux USA. Les études empiriques menées par Flannery et James (1984), Brewer et Lee (1985), Elyasiani et Mansur (1998) ainsi que Benink et Wolff (2000) ont montré l'existence d'une relation inverse significative entre les variations des taux d'intérêt et le rendement des actions des institutions bancaires elles-mêmes.

Cependant, d'autres économistes (Allen et Jagtiani, 1997) apportent des nuances en constatant que la disponibilité des produits dérivés de taux destinés à la protection des positions bancaires a tendance à réduire cette sensibilité. En outre, Mansur et Elyasiani (1995) ont établi que le rendement des actions des banques était plus sensible aux changements des taux d'intérêt à long terme qu'aux modifications des taux à court terme.

Par ailleurs, les méthodes d'estimation ont connu une adaptation progressive. Alors que les modèles de base faisaient l'hypothèse d'une constance de la variance, des études de plus en plus nombreuses considèrent que la sensibilité du rendement des actions bancaires varie dans le temps (*time-varying*). Elyasiani et Mansur (2004) préconisent par exemple l'utilisation de la méthodologie ARCH/GARCH dans les protocoles d'estimation-vérification de cette relation. De leur côté, Priti Verma et Dave Jackson (2005) ont adopté le modèle multi-varié *Exponential Generalized Autoregressive Conditionally Heteroscedastic (EGARCH)* de Nelson (1991) pour étudier la relation qui existe entre les taux d'intérêt et les actions de trois types de banques. Leur étude a porté sur un échantillon de 70 banques commerciales (3) cotées (données quotidiennes) à la bourse de New-York entre le 2 janvier 1996 et le 30 décembre 2002. Le rendement des *T-bill 3* mois représente les taux d'intérêt à court terme (STI) et le rendement à 10 ans des *Treasury Composite* est utilisé comme taux d'intérêt à long terme

(3) Constituées de 49 grandes banques, 12 de taille moyenne et 9 *money center*.

(*LTI*). Les auteurs ont étudié les effets *spillover* des prix et de la volatilité des taux d'intérêt à court et à long terme sur les portefeuilles des trois catégories de banque. Le *spillover* traduit la transmission des chocs des taux d'intérêt aux actions des *money center*, des banques de taille moyenne et grande. Priti Verma et Dave Jackson concluent à l'existence de prix et de volatilité *spillovers* des taux d'intérêt à court et à long terme sur les actions des portefeuilles des trois catégories de banque de l'échantillon. Les rendements des actions sont, dans ce cas, sensibles aux changements des taux d'intérêt (à court et long terme). L'autre résultat intéressant concerne les asymétries dans la réaction des portefeuilles aux différentes *news*, suggérant que les *money center* et les grandes banques sont plus sensibles aux mauvaises nouvelles qu'aux informations favorables au sujet des variations de taux d'intérêt à court et à long terme.

Parmi les études américaines, il faut citer aussi celle publiée dans la revue de la *Federal Reserve Bank of Saint Louis* où Frank A. Schmid (2005) examine la sensibilité des actions des entreprises *Fannie Mae* et *Freddie Mac* (GESs) (4) aux changements des taux d'intérêt à court terme et au terme de *spread*. Ces entreprises ont pour fonction d'assurer la disponibilité du financement hypothécaire dans le cadre des crédits immobiliers. L'étude empirique a porté sur le rendement logarithmique excédentaire hebdomadaire (du vendredi au jeudi) des actions *Fannie Mae* et *Freddie Mac* de mai 1991 à décembre 2003. La mesure du risque de taux d'intérêt concerne la modification du niveau et de la pente (*slope*) du *yield* courbe du Trésor US. Il s'agit d'un modèle non paramétrique qui cherche à déterminer la sensibilité des rendements de ces actions à la distribution du risque de marché et du risque de taux d'intérêt. Cette étude conclut à une sensibilité non linéaire et à une variation dans le temps, du rendement des actions *GESs* aux modifications des taux d'intérêt à court terme et du terme de *spread*. De plus, l'analyse de la variance montre que l'influence du risque de marché s'additionne à celle du risque de taux d'intérêt.

Au niveau international les études empiriques sur la relation taux d'intérêt/rendement des actions ont privilégié le secteur des établissements bancaires. C'est le cas de Konstantinos Drakos (2003) qui s'est penché sur l'effet des variations des taux à long terme sur le rendement de certaines actions de banques cotées à Athènes. L'apport de l'auteur réside dans deux principales contributions. La première concerne la façon d'appréhender la sensibilité des actions aux taux d'intérêt en proposant deux alternatives : un modèle à une seule équation et un cadre comprenant un ensemble de variables formant un système. La seconde contribution est relative à la question de l'uniformité entre les différentes banques à la sensibilité aux taux. Konstantinos Drakos utilise, en plus de l'indice boursier du secteur bancaire (*General Bank Index*), les prix de clôture quotidiens des actions d'un échantillon de 9 banques cotées sur le marché d'Athènes entre le 14/11/1997 et le 16/11/2000. Le taux d'intérêt à long terme est représenté

(4) Entreprises sponsorisées par le gouvernement américain pour faciliter l'accès à la propriété individuelle des ménages à revenus modestes.

par le swap 10 an alors que le taux interbancaire à une semaine fait office de taux sans risque. Pour tester l'hypothèse de nullité de la sensibilité de l'excès de rendement des actions aux taux d'intérêt, le modèle adopté est IGARCH (*Integrated GARCH*). Cette étude confirme que l'excès de rendement hebdomadaire est sensible aux modifications des taux d'intérêt, puisque le coefficient de sensibilité (négatif) est significatif dans 7 cas sur 9.

Des résultats similaires ont été établis pour le cas d'une autre bourse d'un pays émergent cette fois-ci : Bogota. En effet, la recherche réalisée par Luis Eduardo Arango, Andrés Gonzalez et Carlos Esteban Posada (2003) a pour objet de décrire la dynamique des rendements de la bourse colombienne et la manière dont le taux de prêt interbancaire (*TIB*) affecte le comportement de l'indice boursier de Bogota (*IBB*). Les trois auteurs justifient le choix des données quotidiennes, entre janvier 1994 et février 2000, par la vitesse d'ajustement à la fois de la monnaie et des rendements des actions en bourse. Ils ont constaté qu'il y avait une auto-corrélation des taux de rendement net à la bourse de Bogota. De la même façon, ils ont trouvé que les deux séries d'indice de marché (*IBB*) et de taux interbancaire (*TIB*) n'étaient pas des processus stationnaires et que leur volatilité était évolutive dans le temps. D'où l'intérêt des tests des modèles ARCH et GARCH qu'ils ont effectués sur cette relation. Les auteurs concluent à l'existence d'une relation négative, mais non linéaire, entre le taux d'intérêt et les prix des actions cotées. A cause de l'auto-corrélation des taux de rendements des actions, ils avancent l'hypothèse selon laquelle le comportement des intervenants serait plutôt « chartiste » que « fondamentaliste », auquel cas le marché ne serait pas efficient.

## **2. L'étude empirique : des causalités certaines mais insuffisantes**

### **2.1. Méthodologie et données**

Comme nous l'avons déjà souligné, pour les partisans de la valeur fondamentale des actions, les variations des taux d'intérêt nominal, aussi minimes soient elles influencent négativement le prix des actions. Nous nous interrogeons justement, dans cette étude, sur la validité de ce type de relation en analysant l'impact des taux d'intérêt sur le cours des actions. Bien que notre étude concerne essentiellement la bourse de Paris, nous avons jugé intéressant d'observer cette même liaison dans le cas du Dow Jones à la bourse de New York.

Après avoir stationnarisé les différentes séries de taux et d'indices boursiers (cf. *infra.*), nous avons procédé aux estimations linéaires des relations ci-après sur une décennie, de janvier 1995 à juin 2005. Notre méthodologie se justifie par deux raisons : d'un côté, l'existence, supposée, d'une relation linéaire et négative entre les variations des taux d'intérêt et le rendement des actions. De l'autre, l'intérêt de l'estimation linéaire qui réside dans les résultats positifs, que nous avons obtenus, sur la base des tests de causalité

de Granger à court et à long terme, entre les taux d'intérêt et le rendement des indices parisien et new-yorkais (point 3 de II). Nous avons testé à la fois des fonctions uni-variées et bi-variées, par la méthode des moindres carrés ordinaires, du :

- CAC 40 (cac 40) vis-à-vis de l'Euribor 3 mois (er 3), de l'OAT (5)10 ans (oat 10) et du *spread* français (spf) (6) ;
- Dow Jones (dj) en fonction du *Treasury bill* 3 mois (tb 3), du *Treasury bond* 10 ans (tb10) et d'une prime de risque américaine (*spread*) (7) (spus).

Afin de tenir compte des différents événements boursiers, caractérisés par une période de hausse quasi ininterrompue et par l'écèlement de la bulle de la nouvelle économie suivie d'une baisse du prix des actions pendant une demi-décennie, nous avons procédé au découpage périodique ci-dessous. Aussi, le choix de la périodisation retenue se justifie par l'alternance qui a caractérisé l'orientation de la politique monétaire de la Fed, passant de la période très accommodante avec des niveaux très bas de taux d'intérêt et la période de relèvement progressif de ces taux, à la période récente dominée par la recherche du niveau théorique de neutralité de la politique monétaire, depuis juin 2004. Nous avons par conséquent distingué, en plus de la longue période, trois sous-périodes conjoncturelles spécifiques :

- la première correspond à la hausse quasi-ininterrompue de la bourse, de janvier 1995 jusqu'à l'écèlement de la bulle Internet en mars 2000 ;
- ensuite, nous nous sommes intéressés à la période avril 2000-mai 2004, caractérisée par une politique monétaire stable et accommodante ;
- enfin, il était pertinent, de notre point de vue, d'étudier la relation taux d'intérêt cours boursiers depuis le relèvement graduel des taux par la Fed en juin 2004.

Les contraintes relatives à la disponibilité des séries de données nous ont conduits à raisonner, par endroit, sur des estimations, à l'aide des moyennes mensuelles (8), durant des périodes plus courtes que les trois sous-périodes retenues.

### 2.2. Test de racine unité

Avant de procéder aux différentes estimations économétriques, il convient d'analyser les caractéristiques statistiques des séries chronologiques des variables utilisées. L'étude de la stationnarité des séries est un moyen de vérifier si leur espérance et leur variance se modifient dans le temps.

Le test de racine unité permet d'identifier le type de non-stationnarité : processus DS ou TS. En effet, l'existence d'une (ou plusieurs) racine unité dans la série indique que le processus est stochastique et peut être éliminé par différenciation. Pour cela, nous avons adopté le test de Phillips-Perron afin d'identifier l'ordre d'intégration (9) des variables utilisées dans les régressions. L'intérêt de ce test réside dans le fait qu'il tient compte à la fois de l'auto-corrélation et de l'hétéroscédasticité dans les séries. Il utilise

(5) Série téléchargée sur Internet à partir d'avril 1996.

(6) Série téléchargée sur Internet à partir de mai 2002.

(7) Nous avons calculé cette prime comme étant la différence entre le rendement d'obligations américaines dites *Investment Grade* notées AAA par l'agence de notation Moody's et le *Treasury Bond* 10 ans.

(8) Nous avons dû calculer les moyennes mensuelles pour certaines séries quotidiennes. Nous avons téléchargé les séries utilisées à partir des sites Internet suivants : Banque de France, ecomagic.com et [afp.gouv.fr](http://afp.gouv.fr), à qui nous exprimons nos sincères remerciements.

(9) Ce test utilise les trois modèles du processus : sans terme constant ni trend, avec terme constant et, enfin, avec terme constant et trend.

un facteur correctif pour aboutir à des distributions de probabilités identiques à celles de la méthode *Augmented Dickey Fuller (ADF)*. Il s'agit de tester l'hypothèse nulle (non stationnarité)  $H_0 : |\rho| = 1$  (le processus suit une marche au hasard) contre l'hypothèse alternative  $H_1 : |\rho| < 1$  (le processus est asymptotiquement stationnaire). Les résultats du test Phillips-Perron (10) indiquent, au seuil de 5 %, que toutes les séries utilisées dans notre étude sont de degré d'intégration d'ordre 1.

(10) Nous n'avons pas reproduit ces résultats dans ce texte.

2.3. Relation de causalité taux d'intérêt-indice boursier

Préalablement à l'étude de la relation taux d'intérêt-cours d'indices boursiers, nous avons réalisé le test de causalité entre ces deux variables élaboré par Granger en 1969. Selon cet auteur, la variable explicative  $xt$  cause la variable expliquée  $yt$ , si l'introduction des variables passées de  $xt$  peut améliorer la prévision de  $yt$ . Cette causalité concerne aussi bien le long que le court terme. Lorsqu'il est admis que deux (ou un ensemble) variables peuvent se causer mutuellement, Granger baptise ce phénomène *d'effet de feedback*. Nous avons réalisé cet examen dans le sens taux d'intérêt cours d'indices boursiers à l'aide du test de Fisher.

Le tableau A ci-après montre que l'Euribor 3 mois (er 3) cause le CAC 40 (cac 40) aussi bien à long qu'à court terme puisque les statistiques du test (11) sont supérieures à leurs valeurs critiques associées. Les récapitulatifs des résultats de ce test, regroupés dans les tableaux B et C ci-après, indiquent que l'OAT 10 ans et le spread français causent le CAC 40 à court et long terme ; le Dow Jones a une statistique très légèrement inférieure à sa valeur critique, il ne causerait donc pas l'indice boursier parisien. En revanche, parmi les variables explicatives de l'indice de la bourse de New York, seuls le *Treasury Bond* 10 ans et le *spread* américain semblent causer (uniquement) le Dow Jones à court terme.

(11) Nous n'avons pas reproduit les statistiques du test (que nous avons calculées) des autres variables explicatives du CAC 40 et du Dow Jones.

Tableau A

Test de Fisher : causalité à long terme et à court terme

<b>A long terme</b>
Granger Causality test (asymptotic) er3 → CAC 40
H0 : er 3 does not Granger-cause CAC 40
F (1,123) = 0,85246996
Prob > F = 0,358
<b>A court terme</b>
Granger Causality test er3 → CAC 40
H0 : er 3 does not Granger-cause CAC 40
chi2 (1) = 2,6197857
Prob > chi 2 = 0,1055



## Sensibilité du prix des actions aux taux d'intérêt

Tableau B

### Résultats du test de causalité du CAC 40

Variables explicatives	Valeur du test à court terme	Causalité	Valeur du test à long terme	Causalité
Euribor 3 mois	2,619 (0,105)	Oui	0,852 (0,358)	Oui
Oat 10 ans	1,782 (0,181)	Oui	0,577 (0,449)	oui (faiblement)
Spread français	14,164 (0,0002)	Oui	4,348 (0,044)	Oui
Dow Jones	0,762 (0,782)	non (faiblement)	0,024 (0,875)	Non

Tableau C

### Résultats du test de causalité du Dow Jones

Variables explicatives	Valeur du test à court terme	Causalité	Valeur du test à long terme	Causalité
Treasury bill 3 mois	0,465 (0,494)	non (faiblement)	0,151 (0,698)	Non
Treasury bond 10 ans	0,206 (0,181)	Oui	0,0672 (0,796)	Non
Spread américain	0,670 (0,418)	Oui	0,218 (0,641)	Non

## 2.4. Résultats des estimations sur la période janvier 1995–juin 2005

La récurrence, depuis environ trois décennies, des bulles financières et des krachs a poussé les responsables des politiques monétaires des économies développées à intégrer la stabilité financière dans leurs stratégies. L'arme de taux d'intérêt est utilisée notamment pour essayer de limiter les fluctuations brutales et l'inflation du prix des actifs financiers (assets inflation). Les taux d'intérêt peuvent en effet peser sur l'activité de crédit dans la prise de risque pro-cyclique des établissements bancaires. Cette procyclicité se constate dans l'observation de la relation entre taux d'intérêt et évolution de la bourse (figure 1 ci-après). Les taux ont tendance à baisser durant les périodes qui précèdent le krach et à se relever après l'avènement de celui-ci. C'est ce qui explique l'intérêt d'estimer cette relation, dans un premier temps, sur une période de 10 ans, avant d'affiner l'étude, à travers des sous-périodes, en rapport avec les évolutions plutôt conjoncturelles.

Nos estimations de la relation taux d'intérêt-cours des indices boursiers français et américain ne permettent pas de conclure à une liaison de cause à effet sur la longue période considérée (tableaux 1, 1(a), 1us et 1us(a)). Toutefois, nos résultats laissent apparaître, en effet, un pouvoir explicatif de 44,54 % du modèle bi-varié liant l'évolution du CAC 40 à celle des taux

(12) Nous ne disposions pas de *spread* français avant mai 2002.

d'intérêt à 3 mois et du *spread* français, entre mai 2002 (12) et juin 2005 (tableau 1 (b)). Les statistiques de Student ont des valeurs significatives (au seuil de 5 %) pour les deux variables explicatives. Certes, le  $R^2$  n'est pas très élevé, mais il mérite tout de même d'être souligné.

Ces premiers résultats laissent penser, au moins à long terme, que la part des anticipations dans l'évolution des déterminants du prix des actions serait prépondérante par rapport à la variable fondamentale supposée par la littérature, à savoir le taux d'intérêt.

Figure 1  
Relation entre les taux d'intérêt à court terme avec chacun des deux indices le CAC 40 et le Dow Jones (en base 100)  
ER3 : Euribor 3 mois DJ : Dow Jones TB3 : Treasury bill 3 mois

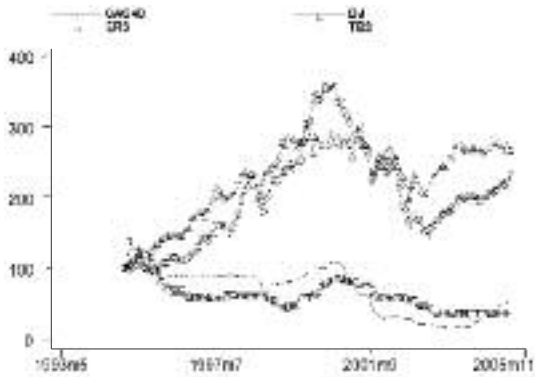


Tableau 1  
CAC 40 = f (er 3) janvier 1995–juin 2005

$R^2 = 2,64 \%$	Coefficient	T de Student à 5 %
Euribor 3 mois	708,67	1,82
Constante	3736,14	32,55

Tableau 1 (a)  
CAC 40 = f (oat 10) avril 1996–juin 2005

$R^2 = 1,90 \%$	Coefficient	T de Student à 5 %
OAT 10 ans	831,4	1,45
Constante	3985,67	35,39

Tableau 1 (b)  
CAC 40 = f (er3, spf) mai 2002–juin 2005

$R^2 = 44,54 \%$	Coefficient	T de Student à 5 %
Euribor 3 mois	2805,48	3,29
Spread	26,83	2,08
Constante	3595,75	61,92

Tableau 1us

**$dj = f(\text{tb } 3, \text{spus})$  janvier 1995–juin 2005**

<b>R<sup>2</sup> = 1,04 %</b>	<b>Coefficient</b>	<b>T de Student à 5 %</b>
Treasury bill 3 mois	894,94	0,88
Spread	– 527,08	– 0,51
Constante	8765,89	47,99

Tableau 1us (a)

**$dj = f(\text{tb } 10, \text{spus})$  janvier 1995–juin 2005**

<b>R<sup>2</sup> = 2,54 %</b>	<b>Coefficient</b>	<b>T de Student à 5 %</b>
Treasury bond 10 ans	1416,1	1,63
Spread	120,01	0,11
Constante	8787,65	48,36

## 2.5. Les régressions entre janvier 1995 et mars 2000

Bien que, dans le cas des deux indices boursiers (CAC 40 et Dow Jones), l'influence des taux d'intérêt à long terme soit supérieure à celle des taux à court terme, elle n'est pas statistiquement significative pour cette sous-période. Les taux à 10 ans n'expliquent que 6,18 % de l'évolution du CAC 40 (tableau 2 (a)). Pour le modèle bi-varié du Dow Jones en fonction des taux américains à 10 ans et d'une prime de risque, le  $R^2$  (au seuil de 5 %) n'est que de 9,6 % (tableau 2us (a)).

Les variables fondamentales (taux d'intérêt et prime de risque) apparaissent largement dominées par les comportements d'anticipation des opérateurs pendant cette période où les marchés des pays développés, en emboîtant le pas à la bourse américaine, ont été stimulés par le développement rapide des nouvelles technologies. En effet, la deuxième moitié des années quatre-vingt dix a été marquée par l'importance accordée à la valeur actionnariale (Aglietta et Rebérioux, 2004) et par l'idée selon laquelle les cours boursiers joueraient un rôle capital dans les régulations des systèmes économiques. Les actionnaires escomptaient des niveaux de rendements élevés. Mais, cette rentabilité tant désirée s'est matérialisée surtout dans les plus values générées par les opérations de fusions-acquisitions (croissance externe), financées à coups d'endettement. Le caractère insoutenable de l'endettement en plus de la nature irréaliste des anticipations de profit, ont conduit au krach lent du début des années 2000.

Parallèlement, l'accroissement du financement de la croissance externe par les obligations a été, semble-t-il, à l'origine de l'accélération de la diffusion des variations des taux d'intérêt dans les systèmes financiers. Etant plus intégrés, les marchés financiers mondiaux amplifient les effets des fortes variations des prix des actifs financiers.

Dans cet univers complexe où la conduite des politiques économiques n'est pas aisée à cause, notamment, des déficits à la fois publics et extérieurs, les responsables des stratégies monétaires intègrent, dans leurs décisions, depuis l'avènement de la bulle Internet en 2000, la dimension stabilité des marchés financiers. Certes, la hausse des taux à long terme, prenant la forme d'une prime de risque, permet de se protéger contre l'inflation. Cependant, le lien taux d'intérêt et valeur des actifs financiers des emprunteurs acquiert une forme plus subtile en transitant par le canal du crédit bancaire.

Tableau 2

**cac40 = f (er 3) janvier 1995–mars 2000**

<b>R<sup>2</sup> = 1,60 %</b>	<b>Coefficient</b>	<b>T de Student à 5 %</b>
Euribor 3 mois	382,92	0,99
Constante	3170,78	20,45

Tableau 2 (a)

**cac40 = f (oat 10) avril 1996– mars 2000**

<b>R<sup>2</sup> = 6.18 %</b>	<b>Coefficient</b>	<b>T de Student à 5 %</b>
OAT 10 ans	1255,77	1,72
Constante	3587,47	22

Tableau 2us

**dj = f (tb3, spus) janvier 1995–mars 2000**

<b>R<sup>2</sup> = 8.65 %</b>	<b>Coefficient</b>	<b>T de Student à 5 %</b>
Treasury bill 3 mois	5024,32	2,24
Spread	2676,77	0,76
Constante	7553,53	27,59

Tableau 2us (a)

**dj= f (tb10, spus) janvier 1995–mars 2000**

<b>R<sup>2</sup> = 9.6 %</b>	<b>Coefficient</b>	<b>T de Student à 5 %</b>
Treasury bond 10 ans	4027,24	2,39
Spread	4788,32	1,19
Constante	7625,44	28,10

## 2.6. Etude de la période avril 2000–mai 2004

Pendant cette période, atypique, caractérisée par l'écèlement de la bulle financière en 2000, l'estimation de la relation entre les taux d'intérêt et les deux indices boursiers (CAC 40 et Dow Jones) n'est pas significative économétriquement (tableaux 3, 3 (a), 3us et 3us (a)). Cela étant, les taux

Sensibilité du prix des actions aux taux d'intérêt

d'intérêt à 3 mois et le spread français contribuent pour un tiers à l'explication de l'évolution du CAC 40 ( $R^2 = 33.31\%$ , tableau 3(b) ci-après), avec cependant une valeur de Student relativement plus faible pour la variable *spread*. Ce n'est pas le cas pour le Dow Jones où cette relation est totalement insignifiante (tableaux 3us et 3us(a)).

L'explication réside probablement dans le fait que pendant les phases de stress des marchés financiers, les autorités monétaires renforcent le canal de la monnaie via les taux d'intérêt soit à des fins de stabilité conjoncturelle, soit au service de la stabilité des prix des biens et des actifs financiers. En effet, le relèvement des taux par la banque centrale, suite à l'augmentation des volumes de crédit et du prix des actifs financiers, peut être un signal en direction des marchés pour prévenir l'apparition de poussées spéculatives. Ce fut le cas lors du relèvement des taux par la Fed d'environ 200 PB (de 4,5 % à 6,5 %) entre janvier 1999 et mai 2000.

Corrélativement, en cas de crise financière, la banque centrale peut accroître les liquidités (*quantitative easing*) et assouplir son taux d'intérêt directeur. L'exemple typique est celui de la baisse historique du taux d'escompte (de 525 PB entre 2001 et 2003), décidée par la Fed, après la crise de 2000. Autre exemple, fin 2002, les taux d'intérêt américains avaient atteint leur plus bas niveau (1,25 %) depuis les quarante années précédentes. En 2004, ils sont redescendus jusqu'à 1 %.

Il faut rappeler également que dans les trois importantes zones monétaires dollar, euro et yen, la Fed, la BCE et la banque du Japon influencent, à travers leurs actions, par le contrôle de l'inflation et l'évolution des PIB, près de 80 % du système économique mondial développé. En théorie, ces grands pôles monétaires œuvrent, par l'outil du taux d'intérêt en rapport avec l'évolution de la bourse, notamment pour éviter trop de décalages conjoncturels entre leurs économies. Mais, dans les faits, la synchronisation des conjonctures n'est pas toujours assurée.

La décennie 1990-2000 a été marquée par une croissance européenne plus faible que celle des USA. Depuis la baisse brutale du Nasdaq en mars 2000, entraînant la chute de la bourse de Paris (et des autres grandes bourses mondiales), l'évolution parallèle des conjonctures s'est orientée vers la baisse, suivant en cela le ralentissement de l'économie américaine, surtout après les attentats de septembre 2001.

Tableau 3  
cac40 = f (er 3) avril 2000-mai 2004

R <sup>2</sup> = 18,16 %	Coefficient	T de Student à 5 %
Euribor 3 mois	3825,00	3,23
Constante	4473,95	27,17

Tableau 3 (a)

**cac40 = f (oat 10) avril 2000-mai 2004**

<b>R<sup>2</sup> = 0,64 %</b>	<b>Coefficient</b>	<b>T de Student à 5 %</b>
OAT 10 ans	547,58	0,54
Constante	4361,15	24,19

Tableau 3 (b)

**cac40 = f (er3, spf) mai 2002-mai 2004**

<b>R<sup>2</sup> = 33,31 %</b>	<b>Coefficient</b>	<b>T de Student à 5 %</b>
Euribor 3 mois	1993,51	2,29
Spread	15,32	1,01
Constante	3422,48	47,34

Tableau 3us

**dj = f (tb3, sps) avril 2000-mai 2004**

<b>R<sup>2</sup> = 0,24 %</b>	<b>Coefficient</b>	<b>T de Student à 5 %</b>
Treasury bill 3 mois	- 73,36	- 0,11
Spread	- 302,03	0,33
Constante	9734,71	63,99

Tableau 3us (a)

**dj = f (tb10, sps) avril 2000-mai 2004**

<b>R<sup>2</sup> = 3,23 %</b>	<b>Coefficient</b>	<b>T de Student à 5 %</b>
Treasury bond 10 ans	824,19	1,20
Spread	603,82	0,52
Constante	9769,11	71,43

## 2.7. Les estimations entre juin 2004 et juin 2005

En période d'instabilité financière, les banques centrales ont recours aux taux d'intérêt pour essayer de réguler les marchés. Ainsi, après la chute des bourses durant les premières années 2000, la Fed a amorcé dès juin 2004 un relèvement progressif (13) de son taux directeur. D'où l'intérêt d'observer la relation taux d'intérêt indices boursiers depuis cette date. Dans le cas du CAC 40, les taux à 3 mois et le spread ont un pouvoir explicatif relativement limité mais non totalement négligeable ( $R^2 = 30,37\%$ , tableau 4 (b) et figure 2) sachant que les valeurs de Student des deux variables explicatives sont faiblement inférieures à leurs valeurs critiques.

(13) La Fed serait en train de passer d'une politique monétaire « accommodante » vers une « neutralité monétaire » qui, de l'aveu même d'A. Greenspan, serait difficile à définir, sachant que la situation économique est évolutive.

## Sensibilité du prix des actions aux taux d'intérêt

Quant au modèle bi-varié Dow Jones en fonction des taux à 10 ans et du spread américain, le  $R^2$  est encore plus limité (22,11 %, tableau 4us (a)) alors que la valeur de Student est faiblement inférieure à sa valeur critique pour le *Treasury Bond* 10 ans et non significative dans le cas du spread.

Rappelons par ailleurs que les trois dernières décennies ont montré le caractère pro-cyclique de la prise de risque dans l'activité du crédit bancaire. Aussi, après la baisse brutale des bourses en 2000, la Fed a entamé un cycle de hausse des taux à partir de juin 2004 dans la perspective de permettre, notamment, aux agents économiques d'épargner afin de reconstituer la richesse perdue par la baisse du prix des actifs financiers (effet richesse). Ce relèvement des taux, de 1 % en juin 2004 à 4,25 % en décembre 2005, est certes graduel mais systématique. En effet, on ne compte pas moins de 13 augmentations de 25 PB chacune (soit au total 325 PB en 18 mois) pour parer sur le plan macroéconomique, notamment, aux tensions inflationnistes qui commencent à poindre dans l'économie américaine. Tandis qu'en Europe, la BCE a porté son taux refi de 2 % à 2,25 % pendant la même période (14).

(14) Cette hausse est intervenue le 1<sup>er</sup> décembre 2005. Il s'agit de la première modification en 29 mois.

Tableau 4

**cac40 = f(er 3) juin 2004–juin 2005**

<b>R<sup>2</sup> = 7,19 %</b>	<b>Coefficient</b>	<b>T de Student à 5 %</b>
Euribor 3 mois	- 4025,87	- 0,88
Constante	3879,17	62,11

Tableau 4 (a)

**cac40 = f(oat 10) juin 2004– juin 2005**

<b>R<sup>2</sup> = 0,61 %</b>	<b>Coefficient</b>	<b>T de Student à 5 %</b>
OAT 10 ans	178,04	0,26
Constante	3872,09	48,84

Tableau 4 (b)

**cac40 = f(er3, spf) juin 2004–juin 2005**

<b>R<sup>2</sup> = 30,37 %</b>	<b>Coefficient</b>	<b>T de Student à 5 %</b>
Euribor 3 mois	- 4731,08	- 1,13
Spread	23,73	1,73
Constante	3835,09	61,41

Figure 2

**Le CAC 40 en fonction de l'Euribor 3 mois et du spread français  
(en base 100)**  
**ER3 : Euribor 3 mois SPF : spread français**

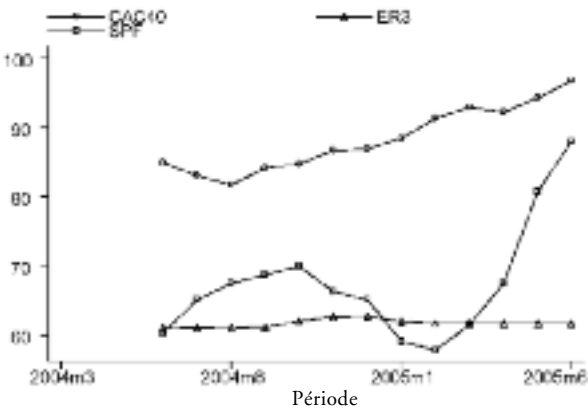


Tableau 4us

**dj = f (tb 3, spus) juin 2004–juin 2005**

R <sup>2</sup> = 10,03 %	Coefficient	T de Student à 5 %
Treasury bill 3 mois	1065,45	0,99
Spread	2,93	0,02
Constante	10209,75	60,17

Tableau 4us(a)

**dj = f (tb 10, spus) juin 2004–juin 2005**

R <sup>2</sup> = 22,11 %	Coefficient	T de Student à 5 %
Treasury bond 10 ans	749,55	1,59
Spread	30,20	0,18
Constante	10407,01	134,63

**2.8. Synthèse des quatre sous-périodes : des résultats contrastés**

Les résultats de nos estimations, durant une décennie (de janvier 1995 à juin 2005) marquée par l'éclatement de la bulle Internet en 2000 et par le relèvement progressif des taux d'intérêt par la Fed à partir de juin 2004, de la relation linéaire entre les taux d'intérêt à court et à long terme, le *spread* et les rendements des indices parisien et new-yorkais montrent une capacité explicative, certes relativement peu élevée mais, néanmoins, non négligeable. En effet, le pouvoir explicatif des taux d'intérêt et du *spread* de l'évolution du CAC 40 est d'environ 30 % pour la période avril 2000



mai 2004. Il avoisine les 44 % entre mai 2002 et juin 2004. Et enfin, il est d'environ 30 % durant la dernière sous-période de juin 2004 à juin 2005. Du côté du Dow-Jones, le modèle bi-varié taux d'intérêt à 10 ans et le *spread* américain est doté d'une capacité explicative de seulement 22 % pendant la seule et dernière sous-période correspondant au début du relèvement des taux d'intérêt par la Fed entre juin 2004 et juin 2005.

Nos résultats relativisent par conséquent les conclusions pouvant être établies sur la base des modèles linéaires. C'est ce qui justifie a contrario, l'intérêt de certaines études empiriques qui, en adoptant des modèles ARCH/GARCH et EGARCH, font état d'une forme non forcément linéaire d'une certaine dépendance entre les taux d'intérêt à court et long terme et le rendement des actions. Des études américaines, menées essentiellement sur les actions du secteur bancaire, celles déjà citées de Elyasiani et Mansur (2004), Verma et Jackson (2005) ou encore celle de Schmid (2005) en plus de deux autres études, menées respectivement, sur la bourse de Bogota par Arango, Gonzalez et Posada (2003) et d'Athènes par Drakos (2003) confirment, en effet, l'existence d'une relation non-linéaire entre les taux d'intérêt et le rendement des actions.

### Conclusion

Il ressort de notre étude quantitative consacrée à la bourse de Paris que les taux d'intérêt nominaux et la prime de risque ont une influence réelle sur le cours du CAC 40. En effet, les résultats du test de causalité de Granger montrent que l'Euribor 3 mois, l'OAT 10 ans et le *spread* français causent le CAC 40 aussi bien à court qu'à long terme. En revanche, la comparaison avec les résultats obtenus pour le Dow Jones, montre que cette causalité n'est positive que dans le cas du *Treasury bond* 10 ans et le *spread* américains. Cependant, dans l'ensemble, nos estimations de ces fonctions sur une période relativement longue (de janvier 1995 à juin 2005) ne permettent pas de valider l'hypothèse d'une relation inverse entre les taux d'intérêt et l'indice boursier parisien ; et encore moins dans le cas du Dow Jones américain.

Il convient tout de même de souligner l'existence d'un pouvoir explicatif non négligeable, d'environ 44 % (tableau 1 (b)) de cette relation sur une période plus courte, en l'occurrence, de mai 2002 à juin 2005, c'est-à-dire pendant la période consécutive au krach de 2000. Force est de constater que, tout en laissant apparaître une certaine influence des taux sur le cours des actions, les résultats de notre étude ne sont concluants, dans le meilleur des cas, que pour 50 %. L'actualisation des dividendes futurs incertains par les taux d'intérêt n'épuise pas par conséquent la totalité de cette relation inverse.

## Références bibliographiques

- Aglietta M., Rebérioux A. (2004), *Dérives du capitalisme financier*, Albin Michel, Paris.
- Allen L., Jagtiani J. (1997), « Risk and Market Segmentation in Financial Intermediaries Returns », *Journal of Financial Services Research*, 12, p. 152-173.
- Arango L. E., Gonzalez A., Posado C. E. (2003), « Returns and Interest Rate : A Nonlinear Relationship », in *the Bogota Stock Market*, Internet.
- Association française de la gestion financière (2003), *la Volatilité du marché des actions*, Recueil d'opinions et d'articles, juin.
- Benink H., Wolff C. (2000), « Survey Data and the Interest Rate Sensitivity of US Bank Stock Returns », *Economic Notes*, 29 (2), p. 201-213.
- Borio C., Lowe Ph. (2002), « Asset Prices, Financial and Monetary Stability : Exploring the Nexus », *BIS Working Papers*, n° 114, juillet.
- Breen W., Glosten L.R., Jagannathan R. (1989), « Economic Significance of Predictable Variations in Stock Index Returns », *Journal of Finance*, vol. 44, n° 5, décembre, p. 1177-1189.
- Brewer E., Lee C. (1985), « The Impact of Market, Industry and Interest Rate Risks on Bank Stock Returns », *Federal Reserve Bank of Chicago Staff Memoranda*.
- Campbell, Lettau, Markiel et Yexiao Xu (2000), « Have Individual Stocks Become More Volatile ? An Empirical Exploration of Idiosyncratic Risk », *Working Paper*, 7590, National Bureau of Economic Research, mars.
- Clerc L. (2002), « Le cycle du crédit, une revue de la littérature », *Problèmes économiques* n° 2747, 6 février.
- CMF (2002), « Rapport d'étape sur l'augmentation de la volatilité du marché des actions », *CMF et COB*.
- Conseil d'analyse économique (1999), *Architecture financière internationale*, rapport.
- Conseil d'analyse économique (2004), *les Crises financières*, rapport.
- Daniel K., Hirshleifer D., et Subramanyam A. (1998), « Investor Psychology and Security Market Under and Overreactions », *Journal of Finance*, décembre.
- De Ducla O. (2003), *Le krach programmé : comment préserver votre patrimoine*, Jean-Cyrille Godfroy.
- Drakos K. (2003), « Interest Rate Risk and Bank Common Stock Returns: Evidence from the Greek Banking Sector », Internet.
- Elyasiani E., Mansur I. (1998), « Sensitivity of Bank Stock Returns Distribution to Changes in the Level and Volatility of Interest Rate : A GARCH-M Model », *Journal of Banking and Finance*, 22, p. 535-563.
- Elyasiani E., Mansur I. (2004), « Bank Stock Return Sensitivities to the Long-term and Short-term Interest Rates : A Multivariate GARCH Approach », *Managerial Finance*, 30 (9), p. 32-55.
- Fama E. F. (1965), « Random Walks in Stock Market Prices », *Financial Analysts Journal*, vol. 21, septembre-octobre.
- Fama E., Schwert W. (1977), « Asset Returns and Inflation », *Journal of Financial Economics*, p. 115-146.
- Fama E. F., French K. R. (1993), « Common Risk Factors in Returns on Stocks and Bonds », *Journal of Financial Economics*, 33.
- Filardo A. (2004), « Monetary Policy and Asset Price Bubbles : Calibrating the Monetary Policy trade-offs », *BIS Working papers* n° 155, juin.
- Flannery M., James C. (1984), « The Effect of Interest Rate Changes on the Common Stock Returns of Financial Institutions », *Journal of Finance*, 39, p. 1141-1153.
- Fogler H., Kose J., Tipton J. (1981), « Three Factors, Interest Rate Differentials and Stock Groups », *Journal of Finance*, 36, p. 323-335.

- Grandin P. (2005), « La finance comportementale », revue *Banque et marchés*, n° 76, mai-juin.
- Hunt L. H., Hoisington D. M. (2003), « Estimating the Stock/Bond Risk Premium An alternative Approach », *The Journal of Portfolio Management*, hiver.
- Ilmanen A. (1997), « Forcasting U.S. Bond Returns », *The Journal of Fixed Income*, juin.
- Ilmanen A. (2003), « Expected Returns on Stocks and Bonds », *The Journal of Portfolio Management*, hiver.
- Jovanovic F. (2002), *Le modèle de marché aléatoire dans la théorie financière quantitative : fondements historiques, théoriques et épistémologiques*, thèse de doctorat, Université Paris 1.
- Kahneman D., Tversky A. (1979), « Prospect Theory : an Analysis of Decision Under Risk », *Econometrica*, vol. 47.
- Lee B. S. (1992), « Causal Relations Among Stock Returns, Interest Rates, Real Activity, and Inflation », *Journal of Finance*, vol. 47, n° 4, septembre, p. 1591-1603.
- Litterman R., Scheinkman J. (1991), « Common Factors Affecting Bond Returns », *The Journal of Fixed Income*, juin.
- Long J., (1974), « Stock Price, Inflation and the Term Structure of Interest Rate », *Journal of Financial Economics*, 1, 131-170.
- Maillet B., Michel T. (2002), « Mise en perspective des dernières turbulences de marché à l'aide d'un indice de crise », *Bulletin mensuel de la COB*, n° 373, novembre.
- Malkiel B. G. (2003), « The Efficient Market Hypothesis and Its Critics », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 17, n° 1, hiver, p. 59-82.
- Mansur I., Elyasiani E. (1995), « Sensitivity of Bank Equity Returns to the Level and Volatility of Interest Rates », *Managerial Finance*, 21, p. 58-77.
- Markowitz H. (1952), « Portfolio Selection », *Journal of Finance*, mars.
- Merton R. (1974), « An Inter-temporal Capital Asset Pricing Model », *Econometrica*, p. 867-887.
- Moumni N. (1994), « Essai sur l'efficience de l'écu », revue *Banque et marchés*, n° 13, mai-juin.
- Moumni N. (2002), « Appréhender et prévenir le risque de crédit : une analyse critique dans la perspective de Bâle II », revue *Banque stratégie*, n° 199, décembre.
- Moumni N. (2004), « Simulation de la VaR de marché : Monte Carlo versus historique », *la Revue du financier*, n° 145.
- Moumni N. (2005), « La détermination du taux moyen obligataire : une approche multifactorielle du marché de Paris », revue *Banque et marchés*, n° 76, mai-juin.
- Roll R. (1977), « A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests Part I : On Past and Potential Testability of the Theory », *Journal of Financial Economics*, 4.
- Ross S. A. (1976), « The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing », *Journal of Economic Theory*, 13.
- Schmid F. A. (2005), « Stock Return and Interest Rate Risk at Fannie Mae and Freddie Mac », *Federal Reserve Bank of Saint Louis Review*, janvier-février.
- Shiller R. J. (2003 a), « From Efficient Markets Theory to Behavioral Finance », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 17, n° 1, hiver p. 83-104.
- Shleifer A., Summers L.H. (1990), « The Noise Trader Approach to Finance », *Journal of Economic Perspectives*, 4, n° 2, printemps.
- Shleifer A. (2000), *Inefficient Markets. An Introduction to Bihavioral Finance*, Oxford, Oxford University Press.
- Stone B. (1974), « Systematic Interest-Rate in a Two-index Model of Returns », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 9, p. 709-721.

Tarashev N. (2003), « Currency Crises and the Informational Role of Interest Rates », *BIS Working Papers*, n° 135, septembre.

Trichet J.C. (2005), « Asset Price Bubbles and Monetary Policy », discours du président de la BCE, Singapour, 8 juin.

Verma P., Jackson D. (2005), « Interest Rate Bank Stock Returns Asymmetry : Evidence from U.S. Banks », *Working Paper* 07/2005, The University of Texas Pan American.