

**VOLATILITY OF FINANCIAL MARKET: WHAT PROPORTION FOR PENSION FUNDS? EMPIRICAL TEST WITH ARDL MODEL**

**LA VOLATILITE DES MARCHES FINANCIERS : QUELLE PART POUR LES FONDS DE PENSION ? TEST EMPIRIQUE A TRAVERS LE MODELE ARDL**

\*Fatiha MESSAOUI

UMMTO

[fatiamessaoui@yahoo.fr](mailto:fatiamessaoui@yahoo.fr)

Nacer AZOUANI

ESC Koléa

[azouani\\_nacer@yahoo.fr](mailto:azouani_nacer@yahoo.fr)

*Reçu le : 2021/01/15 Accepté le : 2021/11/21 Publication en ligne le : 2022/05/02*

**ABSTRACT:** Financial globalization that began in the 1980s has accentuated the volatility of the current financial markets, as they have become more dynamic and integrated because of the financial globalization that has increased the number of players involved in these markets and operations performed on these. Institutional investors are an important category and influence the financial markets because of the large amounts they drain on them. In addition, pension funds invest more than 50% of the financial markets, so can they partly explain the volatility that characterizes globalized financial markets?

This paper empirically explores the impact of pension funds on US market volatility using ARDL model on data time series begin in 1980 to 2017. Indeed, financial globalization has reinforced the decisive role played by the various institutional investors, in particular, pension funds, these latter invest more than 50% of the financial markets, and so can they partly explain the volatility that characterizes globalized financial markets?

The results show a positive and statistically significant relationship between market volatility and pension assets, which is in line with the literature.

**Key words:** volatility, pension funds, globalization, S&P 500, chronological series.

**JEL Classification :** E32, G2, F36, E44, C22

**RESUME :** L'objectif de notre article est de montrer empiriquement à travers une série longue allant de 1980 jusqu'à 2017, l'impact des fonds de pension sur le marché financier américain en utilisant une modélisation autorégressive à savoir le modèle ARDL, qui permet de conclure l'existence d'une relation de long terme entre les variables sous étude. En effet, la globalisation financière a renforcé le rôle déterminant joué par les différents investisseurs institutionnels, en particulier les fonds de pension, ces derniers investissent plus de 50% des marchés financiers, de ce fait, une des questions centrales est de savoir si les fonds de pension peuvent expliquer en partie la volatilité qui caractérise les marchés financiers globalisés ?

---

\* Auteur Correspondant

Les résultats de notre étude montrent une relation positive et statistiquement significative entre la croissance des actifs des fonds de pension et la volatilité des marchés financiers, ce qui est en correspondance avec la littérature.

**Mots clés :** volatilité, fonds de pension, globalisation, S&P 500, série chronologique.

## **1. INTRODUCTION:**

Les cours des actifs financiers ont subi, au cours de ces dernières décennies, de très fortes fluctuations. Ces mouvements spectaculaires ont ressuscité l'intérêt porté à la question de la volatilité des marchés financiers par les cercles académiques, comme par les praticiens et les autorités de régulation et de contrôle. En effet, l'analyse de ces phénomènes est d'autant plus justifiée, que les chocs boursiers ne sont pas sans conséquences en termes d'instabilité financière, et qu'ils peuvent s'accompagner de répercussions sur la sphère réelle.

Par ailleurs, les explications de la volatilité boursière divergent, un courant considère que cette dernière trouve ses origines dans le changement des fondamentaux plus particulièrement les dividendes. Cependant, (Orléan, 1999), explique les inefficiences du marché et l'écart entre le cours observé et sa valeur fondamentale par les effets du mimétisme ainsi que la tendance des investisseurs à suivre l'opinion moyenne du marché, le cours ne reflète alors plus les fondamentaux, mais plutôt les influences interpersonnelles et la capacité d'anticipation de la psychologie du marché

Le but de cet article est de tester empiriquement l'impact des fonds de pension sur la volatilité boursière dans un environnement marqué par une intensification de la concurrence à l'échelle internationale, et de la montée en puissance des investisseurs institutionnel. En effet, les fonds de pension investissent des montants importants sur les marchés financiers, de ce fait leur poids considérable leur confère un pouvoir d'influence non négligeable sur ces derniers, comme conséquences tout comportement déviant de leur part se traduit par des écarts importants et persistants de cours boursiers, une forte volatilité et une forte instabilité des marchés financiers, cela nous mène à poser la problématique suivante :

**En raison de leur poids, les fonds de pension peuvent-ils impacter la stabilité des marchés financiers ?**

Afin de répondre sur notre problématique, nous proposons une méthodologie descriptive et empirique consistant à présenter dans un premier temps une revue de la littérature ; des travaux théoriques et empiriques sur le sujet, dans un second temps, à estimer un modèle autorégressif à retards échelonnés (ARDL), sur des données recueillies auprès de sources diverses.

Pour ce faire, nous allons passer en revue les différents travaux théoriques et empiriques ayant pour objet l'explication de la relation entre les fonds de pension et la volatilité des marchés financiers (première et deuxième parties), ensuite à travers une série longue allant de 1980 jusqu'à 2018, nous allons montrer l'impact des fonds de pension sur le marché financier américain représenté par l'indice de volatilité du S&P 500 (troisième partie).

## **2. VOLATILITE /INSTABILITE DES MARCHES FINANCIERS :**

Il convient avant tout de rappeler ce qu'est la volatilité des marchés financiers dans la mesure où certaines confusions sont parfois faites à ce sujet. En effet, au sens large du

terme, la volatilité des marchés financiers désigne des écarts de prix des actifs financiers observés par rapport à leur valeur fondamentale.

En retenant l'hypothèse de distribution normale des rendements (marché aléatoire des cours), ce qui signifie notamment que la distribution des rendements est symétrique, on peut estimer la probabilité associée à chaque montant de perte ou de gain potentiel. La volatilité historique est l'écart-type des rendements des titres, généralement calculé sur une période glissante. Les cours les plus fréquemment utilisés sont les cours de clôture, mais **Parkinson (1980)** suggère que le recours au prix le plus haut et le plus bas d'une même journée donne une meilleure estimation de la véritable volatilité (**Grouard, juin 2003 : P 62**).

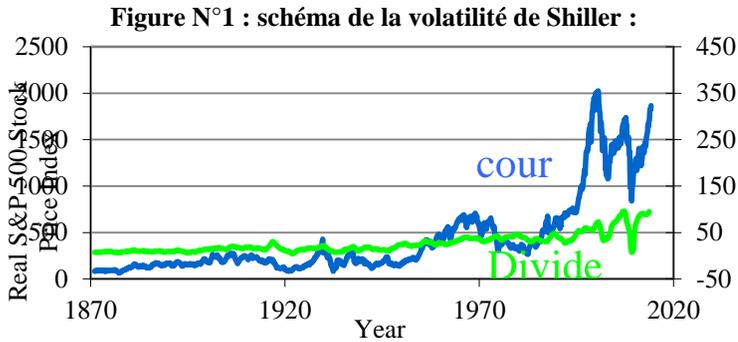
On peut également affiner l'analyse lorsqu'on dispose de données de haute fréquence qui permettent d'éviter des biais dus à la prise en compte de cours de clôture (d'ouverture), mais la disponibilité de telles données est relativement récente. La longueur de l'échantillonnage demeure également un sujet encore débattu : en particulier, il n'existe pas de critère permettant de conclure que la volatilité calculée à partir d'une moyenne des rendements sur 20 jours ouvrés (soit un mois), puis annualisée, est plus ou moins pertinente que celle calculée sur 130 jours (six mois), puis annualisée, ou que celle calculée directement sur 260 jours (un an) **Grouard, juin 2003 : P 62**).

D'une manière générale, la volatilité mesure la dispersion d'une variable aléatoire autour de sa moyenne, elle représente un indicateur adéquat pour apprécier le risque et l'instabilité d'une variable, un secteur ou un marché. Sur les marchés financiers, un faible niveau de volatilité indique des écarts de cours réduits, inversement, une volatilité forte ou « excessive », est synonyme d'écarts durables et importants (**Naoui, Khaled 2010 : P 5**).

Le phénomène de volatilité excessive connaît depuis ces dernières décennies un engouement spectaculaire, tant sur le plan théorique que sur le plan empirique. Les différents travaux entrepris dans ce sens évaluent la manière dont les prix réels d'actifs fluctuent par rapport à leur valeur fondamentale. Plusieurs explications plus au moins convaincantes ont été avancées afin d'expliquer ce phénomène, Il s'agit dans ce qui suit de faire une revue des différents travaux théoriques et empiriques ayant pour objet l'explication du lien entre le comportement des investisseurs institutionnels en particulier les fonds de pension, et la volatilité des marchés financiers.

### 3. VOLATILIE BOURSIERE : REMISE EN CAUSE DU COMPORTEMENT DES INVESTISSEURS INSTITUTIONNELS :

Depuis les travaux de **Shiller (1981)**, il est admis que les marchés d'actions présentent une volatilité excessive au regard de l'évolution des variables fondamentales traditionnellement utilisées dans les modèles de valorisation (taux d'intérêts, dividendes...) ceci témoigne de la difficulté des opérateurs à réaliser les ajustements/arbitrages nécessaires (**Pansard, Boubel 2004 : P101**). Comme le montre la figure suivante, en effet, les cours des actions évoluent indépendamment de leurs dividendes à partir des années 80, et deviennent de plus en plus volatiles dans les années qui suivent.



Source : d'après Shiller ([www.econ.yale.edu/~shiller](http://www.econ.yale.edu/~shiller)).

### 3.1. La gestion d'actifs comme facteur d'instabilité

Artus (1995) stipule que certaines caractéristiques de la gestion déléguée- la concurrence entre les gestionnaires délégués et la nature des contrats liant ces derniers aux investisseurs- peuvent se traduire par des comportements déstabilisateurs, (Pansard, Boubel 2004 : P 101);

En effet, l'obtention des mandats de gestion et la rémunération des gestionnaires se fondent essentiellement sur un examen très fréquent de leurs performances. Ce qui les pousse à chercher des performances court termistes afin de garder leurs contrats et d'en gagner d'autres. Dans cette situation, le gérant est incité à suivre des stratégies de *feedback positif*, consistant à acheter les valeurs haussières et à vendre les valeurs baissières, ce qui amplifie la volatilité sur les marchés financiers.

Dans ce cadre, dans une étude menée sur un échantillon de 53 investisseurs institutionnels américains, (Morin et al. 2001) distinguent entre ceux soumis à une obligation de résultat (les fonds à prestation définie) et ceux soumis à une obligation de moyens (les fonds à cotisation définie et les *mutuals funds*), d'autre part, ceux qui procèdent à une gestion interne des capitaux et ceux qui recourent à une gestion externe, déléguée. Ils montrent par ailleurs que les investisseurs procédant à une délégation de gestion soumise à une simple obligation de moyen présentent des taux de rotations plus élevés que la moyenne, ce qui témoigne donc de la dynamique de la gestion de ce type d'acteurs. En effet, les gestionnaires pour compte de tiers sont soumis à une évaluation de la performance relative et à court terme. Il en résulte de ce fait un raccourcissement des horizons de placement (Baudru, Lavigne, Morin 2001 : P 125).

Ensuite, un tel comportement peut être renforcé par le souhait de se conformer à la dynamique de groupe qui peut résulter de l'incertitude du gérant quant à la qualité de sa gestion, comme le suggère par exemple, Sharfestein et Stein (1990) ; le mimétisme est alors une solution pour que l'éventuelle incompétence du gérant ne soit pas révélée. Dans ce cas il est préférable et moins coûteux pour le gérant d'imiter le marché et avoir des performances identiques à celles de ses concurrents plutôt que de prendre le risque d'une performance inférieure.

On évoque parfois également la « codification » des politiques de placement comme facteur d'instabilité, par exemple les gérants des OPCVM sont souvent contraints dans leur

allocation à rester fidèles à une certaine classe d'actifs<sup>i</sup> (celle affichée sur le prospectus). Ce qui conduit à une amplification des mouvements de prix (**Pansard F., Boubel A 2004 : P 103**).

### 3.2. Les fonds de pension : des stratégies déstabilisantes

Il est communément admis que le comportement des investisseurs institutionnels a un impact potentiel sur la volatilité des marchés financiers, ainsi que sur les prix des actifs financiers. En effet, les prix des actions peuvent s'établir à la hausse comme le résultat de l'augmentation de la demande de la part des investisseurs institutionnels en particuliers les fonds de pension. Par ailleurs, la forte demande des actions peut conduire à la formation de bulles qui concernent directement la stabilité des marchés financiers.

En plus de l'instabilité chronique des prix, les investisseurs institutionnels en particulier les fonds de pension peuvent être à l'origine de perturbations majeures découlant des stratégies d'investissement très agressives qui débouchent le cas échéant sur des phénomènes de type dévaluations de monnaies, krach boursier voire sur des crises systémiques, dans ce dernier cas c'est la viabilité même du système financier qui est remise en cause.

#### 3.2.1. Positive feedback trading

La plupart des études<sup>ii</sup> empiriques dans ce domaine sont menées sur les États-Unis, compte tenu de l'accessibilité des données, de nombreux travaux sont basés sur les données trimestrielles.

Ainsi sur des données trimestrielles de 1981 jusqu'à 1996, et en utilisant les tests de causalité de Granger, avec la durée de décalage optimale déterminée par le Critère d'information d'Akaike (AIC), **Cai et Zheng (2004)** constatent que les institutions s'engagent dans des stratégies de « *positive feedback trading* », lorsque le rendement retardé est corrélé positivement à la demande institutionnelle nette ; ce résultat est conforme à celui des travaux de **Burch et Swaminathan (2002)**, où les données agrégées des comptes trimestrielles entre 1982 et 1996 sont utilisées.

De plus, **Cai et Zheng (2004)** prouvent que les rendements sont négativement corrélés à la demande institutionnelle retardée quand on échange les variables dépendantes et indépendantes dans la régression de causalité de Granger. Cette constatation est conforme à l'hypothèse de pression de prix, laquelle stipule que les investisseurs institutionnels peuvent exercer une pression temporaire sur les prix, cependant, à long terme, ces investisseurs sont de nature d'aider le marché à retrouver son équilibre.

Pour plus de robustesse, **Edelen et Warner (2001)** sur des données journalières, et dans certains cas des données intraday diffusées par les firmes financières, ont examiné la relation entre les flux des mutual funds et les rendements du marché aux USA. Il est à noter que la période d'échantonnage couvre un peu plus d'un an, à partir de 2 février 1998 au 30 juin 1999. Ils ont utilisé une méthodologie similaire à celle de Cai et Zheng (2004), les flux quotidiens étant régressés sur les rendements actuels et passés du marché ainsi que sur les flux passés. L'hypothèse de *rétroaction positive* est confirmée dans cette étude, en complément des résultats des études utilisant des données trimestriels.

**Dennis et Strickland's (2002)** obtiennent des résultats différents des études précédentes, les fonds de pension et les mutual funds agissent dans la direction du marché, tandis que banques opèrent dans la direction opposée au marché. Plus précisément, pendant les journées de hausse (baisse), les fonds de pensions et les mutual funds achètent (vendent) tandis que les banques vendent (achètent). Ces auteurs expliquent cette situation par le fait

que les gestionnaires des fonds de pension et des mutual funds sont soumis à un contrôle plus fréquent que les gestionnaires des fonds fiduciaires bancaires, ainsi, les premiers ont des incitations à imiter le marché (**Davis et Steil, 2001; Scharfstein et Stein, 1990**).

Par ailleurs, en utilisant des données couvrant la période 1983-1998 concernant 23 501 entreprises, **Cohen et al. (2002)** concluent qu'il n'existe pas de preuves solides à l'hypothèse de rétroaction positive. Dans leur étude, un modèle VAR est utilisé pour mesurer les nouveaux flux de trésorerie, cette méthode est censée pouvoir mieux capturer de nouvelles informations relatives à tous les flux de trésorerie futurs. Ils ont constaté que lorsque les prix augmentent de 25% en l'absence de nouveaux flux de trésorerie, les investisseurs institutionnels vendent environ 5% de leurs actions, au lieu de les acheter. C'est évidemment contrairement à l'hypothèse de rétroaction positive.

Cependant, au niveau macro, les recherches dans la même optique sont rares. Une des études majeures est dirigée par **Walker et Lefort (2002)**, en utilisant des données portant sur 33 marchés émergents, ils concluent que la croissance des actifs des fonds de pension alimente la volatilité sur ces marchés, qui est représentée par la volatilité mobile annualisée des 24 mois.

De plus **Davis (2004)** conclut une étude empirique sur les pays du G7, et montre que la volatilité des prix des actions et la part des capitaux propres détenus par les fonds de pension et les assureurs vie sont positivement liées. En d'autres termes la croissance des participations des investisseurs institutionnels augmente la volatilité des marchés financiers.

Par ailleurs, l'**OCDE (2006)**, dans une étude sur un panel de 24 pays de l'OCDE analyse l'impact des fonds de pension sur les marchés financiers, les cours des actions, les rendements des obligations d'Etat et d'entreprises. Les résultats montrent l'existence d'une relation positive et statistiquement significative entre les fonds de pension et la volatilité des marchés financiers.

**Ashok Thomas et al (2014)**, montre dans une étude portant sur un panel de 34 pays de l'OCDE entre 2000 jusqu'à 2010, qu'il existe une relation négative entre la part des fonds de pension investie en action et la volatilité des marchés financiers de ces pays.

### 3.2.2. Herding behaviour

Le mimétisme est un comportement d'investissement des institutions né de l'incitation à suivre la tendance du marché, en dehors des décisions d'investissement procurant un gain ou une perte.

Un des facteur à l'origine du mimétisme est la fréquente évaluation des performances par rapport à celles des paires, en effet, cette situation engendre des comportements grégaires de la part des gestionnaires de fonds, comme le montre **Scharfstein et Stein, 1990**), le mimétisme est une solution pour que l'éventuelle incompétence du gérant ne soit pas révélée (**Jondeau E., 2003, P.11**), un deuxième facteur tiens au fait que dans le secteur de la gestion collective, il y'a une tendance marquée à l'adoption de stratégies de gestion passive consistant à répliquer la performance d'un indice boursier, ce qui pousse au mimétisme.

De plus l'incitation au mimétisme est plus forte pour les actions pour lesquelles les informations publiques sont difficiles à obtenir, ou les rendements futurs sont difficiles à prévoir.

Les résultats de **Dennis et Strickland's (2002)** montrent que les fonds de pension et les mutual funds ont un comportement d'achat durant le marché haussier et de vente lors d'un marché baissier, tandis que les banques opèrent dans la direction opposée. Ils expliquent

ce résultat par le fait que les gestionnaires des fonds de pension et les mutual funds sont soumis à un examen de performance que les managers des banques, de ce fait ils ont une incitation à suivre la tendance du marché (mimétisme), ces résultats sont en lien avec **Davis et Steil, 2001; Scharfstein et Stein, 1990**.

Cependant, dans une étude antérieure portant sur des données trimestrielles couvrant 769 fonds de pension action, de 1985 à 1989, **Lakonishok et al. (1992)** ont examiné l'impact des fonds de pension sur les cours des actions aux États-Unis. Une des principales constatations est que l'échantillon de fonds de pension n'adopte pas un comportement mimétique, ce qui est révélé par la faible valeur de la mesure moyenne de mimétisme (-0,027). Ce nombre implique qu'il y a à peu près le même nombre de fonds de pension qui vendent et achètent. Par conséquent, le mimétisme n'existe pas dans ce cas.

Enfin, **Lipson et Puckett (2007)** examinent la question du comportement mimétique pour le marché américain, et constatent qu'il existe un comportement dit de « négociation contemporaine négative » des institutions, et ce en utilisant des exécutions quotidiennes de transactions institutionnelles pour 716 investisseurs institutionnels (90 gestionnaires de fonds et 620 promoteurs de régimes de retraite) entre 1999 et 2003.

Il s'agit dans ce qui suit de donner plus de preuves à l'impact des fonds de pension sur le marché financier américain, en utilisant des données allant de 1980 jusqu'à 2017 :

#### **4. ETUDE EMPIRIQUE DE L'IMPACT DES FONDS DE PENSION SUR LE MARCHÉ FINANCIER AMÉRICAIN : ESTIMATION À TRAVERS LE MODÈLE ARDL :**

Cette partie a pour objectif de tester empiriquement l'existence d'un impact significatif des fonds de pension sur la volatilité du marché financier américain représenté par l'indice S&P 500. À partir des données collectées auprès de sources diverses, nous allons appliquer dans un premier temps un ensemble de tests statistiques nécessaires à la validation de notre modèle de régression (ARDL) que nous allons estimer dans un second temps, afin de pouvoir confirmer ou infirmer l'existence du phénomène étudié, la démarche à suivre est décrite ci-dessous :

##### **4.1. Spécification du modèle**

Notre étude porte sur des données annuelles tirées de diverses sources (rapports de l'OCDE, de la BRI, etc...), sur une période allant de 1980 jusqu'à 2017. Et un modèle autorégressif sera utilisé dans notre cas (modèle ARDL), lequel va inclure les variables qui sont susceptibles d'impacter la volatilité des actions aux USA reflétée par l'indice S&P 500.

L'objectif de cette étude est de montrer l'existence d'un impact significatif des fonds de pension (reflétés par leur poids PFAGDP ; variable d'intérêt) sur les marchés financiers aux USA mesurés par l'indice S&P500 en se servant d'autres variables de contrôle (les taux d'intérêts, les taux d'inflation).

Le modèle est le suivant :

Le modèle en utilisant les variables telles à l'état brut, ne donne pas des résultats intéressants que lorsqu'on les transforme en Log-variables, de ce fait notre modèle sera spécifié ainsi :

$$\text{Log(VOL)} = \beta_0 + \beta_1 \log(\text{PFAGDP}) + \beta_2 \log(\text{INT}) + \beta_3 \log(\text{INFL}) + \xi_{it}$$

**Table N°1 : Description des variables :**

variable	Description de la variable	source	Effet attendu
<b>VOL</b> (variable dépendante)	Désigne la volatilité du marché financier américain, représentée par les variations de l'indice S&P 500, un indice représentatif de la place financière américaine	Data stream	
<b>PFAGDP</b> (variable de variable d'intérêt)	représente le poids des fonds de pension sur les marchés financiers mesuré en termes d'actifs des fonds de pension en pourcentage du PIB,	Bases de l'OCDE	positif
<b>INFL</b> (contrôle répresseur)	détermine le niveau général des prix aux USA, considéré comme indicateur de stabilité macroéconomique, ce dernier est mesuré par l'indice des prix à la consommation,	Base de l'OCDE	positif
<b>INT</b> (contrôle répresseur)	représente le taux d'intérêt directeur de la réserve fédérale américaine, c'est aussi le taux d'intérêt auquel banques commerciales prêtent auprès de la banque centrale	BRI (bis.org)	positif

Source : conçu par nos même

Les résultats du traitement des données par le logiciel Eviews 10 sont présentés ci-après :

#### 4.2. Les statistiques descriptives :

Le tableau ci-après nous indique les statistiques descriptives des différentes variables prises en compte dans ce modèle.

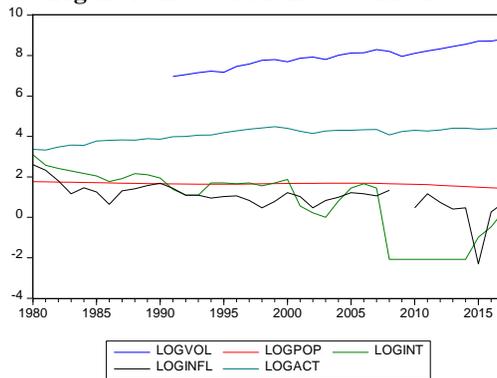
**Table N°2: Statistiques descriptives des variables**

	LOGVOL	LOGINT	LOGACT	LOGINFL
Mean	7.929928	0.308747	4.275287	0.771615
Median	7.971481	0.954771	4.304065	0.974382
Maximum	8.813746	1.871802	4.480740	1.435085
Minimum	6.965033	-2.079442	3.988984	-2.302585
Std. Dev.	0.531348	1.514587	0.139074	0.701210
Skewness	-0.205372	-0.674830	-0.716318	-3.359656
Kurtosis	2.133385	1.850611	2.430217	15.47058
Jarque-Bera	0.996378	3.404569	2.575189	217.3866
Probability	0.607630	0.182267	0.275934	0.000000
Sum	206.1781	8.027413	111.1575	20.06200
Sum Sq. Dev.	7.058279	57.34936	0.483542	12.29238
Observations	26	26	26	26

Source: exploitation de la base de données en utilisant le logiciel Eviews 10.

Il ressort du tableau ci-dessus que la variable taux d'intérêts est plus volatile que d'autres, cela s'explique par les orientations de politique monétaire aux USA suivant les évènements vécus, la bulle internet des années 2000, les attentats du 11 décembre 2001, la crise des subprimes, 2007, etc... et la variable actifs en pourcentage du PIB l'est moins au regard de l'écart-type. En outre, les statistiques descriptives de la plus part des variables de notre échantillon font ressortir une valeur supérieure à 5% pour la probabilité de Jarque-Bera, cela veut dire que la plus part des variables de notre modèle sont normalement distribuées, la l'inflation semble être la seule variable qui ne l'est pas.

**Figure N°2 : évolution des variables :**

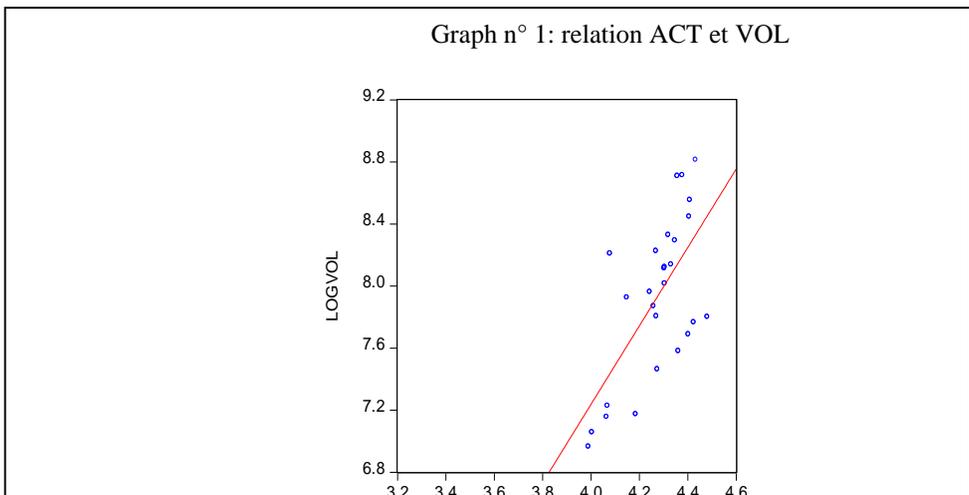


Source : nos estimations sur Eviews 10.

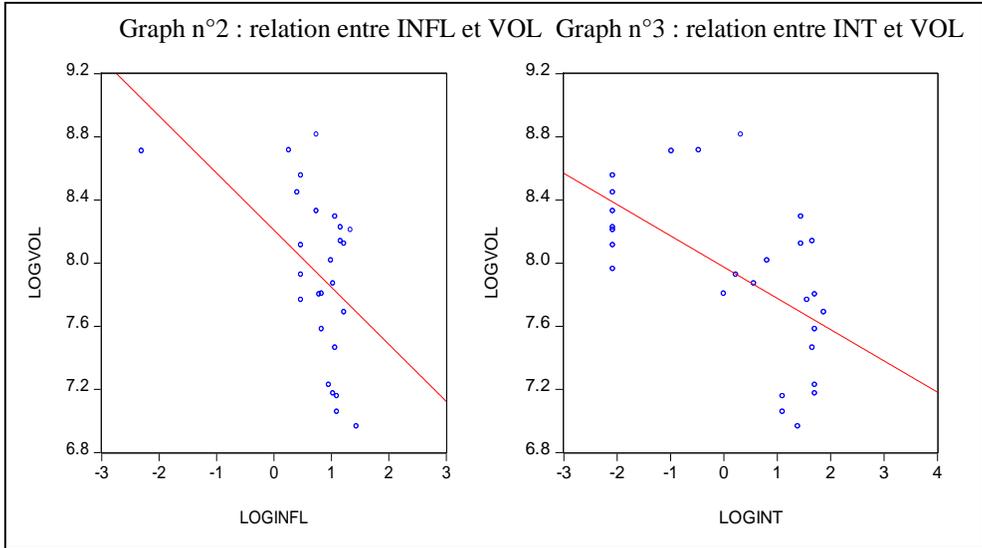
La lecture graphique ci-dessus montre une certaine stabilité globale des variables sous étude dans le temps, toutefois, les taux d'intérêts marquent une chute importante en 2008, imputable à la politique de reprise menée par les USA suivant la crise qui a frappée le pays en 2007, et les taux d'inflation qui marquent un creux en 2015.

Pour ce qui est de l'impact des actifs en pourcentage du PIB sur la volatilité des marchés financiers aux USA, le graphique ci-après montre qu'il est positif, ce constat va dans le sens de la théorie, pour le cas des autres variables l'impact semble être négatif.

**Figure N°3 : nuage de points :**



## 5. La matrice des corrélations :



Source : nos estimations sur Eviews 10.

### 4.3. Analyse de la corrélation :

Le tableau suivant indique la corrélation entre les différentes variables du modèle, en effet, les résultats montrent d'une part des coefficients inférieurs à 50% entre les variables indépendantes, ce qui veut dire que les variables ne sont pas auto corrélées, ce qui plaide en faveur de l'absence du problème de multi-colinéarité dans notre modèle, ce qui est désirable. D'autres part, la matrice fait ressortir une relation positive et statistiquement significative entre la volatilité des marchés d'actions aux USA et les actifs des fonds de pension en pourcentage du PIB (66.35%), cela veut dire que la croissance des actifs des fonds de pension alimente la volatilité sur les marchés financiers aux USA. Cependant, la relation semble négative et significative entre d'une part l'inflation et la volatilité des marchés financiers à hauteur de (-47.73%), et entre cette dernière et la politique de taux d'intérêt (-61.49%), ce qui s'explique peut être par le fait que les investisseurs ont une préférence pour la liquidité quand l'Etat mène une politique restrictive de nature à favoriser l'épargne, d'intérêt ce qui limite la volatilité des marchés financiers.

**Table N°3 : Matrice de corrélations**

	LOGVOL	LOGINT	LOGACT	LOGINFL
LOGVOL	<b>1.000000</b>	-0.614932	0.663494	-0.477303
LOGINT	-0.614932	<b>1.000000</b>	-0.113699	0.327991
LOGACT	0.663494	-0.113699	<b>1.000000</b>	-0.332706
LOGINFL	-0.477303	0.327991	-0.332706	<b>1.000000</b>

Source: Etabli à partir de l'exploitation de la base de données en utilisant le logiciel Eviews 10.

**4.4. Test de racine unitaire :**

Les résultats du test ADF sont présentés dans le tableau suivant :

Les résultats du test ADF montrent que toutes les variables sont intégrées d'ordre 1 (stationnaires après la première différenciation), sauf la variable inflation (stationnaire en niveau) à cet effet le test de cointégration le plus approprié est celui **Pesaran (2001)**.

**Table N°4 : test de racine unitaire :**

variables	niveau			Différence 1 <sup>ère</sup>			constat
	ADF	A-Z	Date de rupture	ADF	A-Z		
Log VOL		-2.559011 (0.3000)	2008	-3.078527 (0.0431)*	-----		I(1)
Log PFAGDP	-2.226513 (0.2007)			-6.261140 (0.000)	-7.478999 (0.01)	2001	I(1)
Log INFL	-4.596124 (0.0041)	-5.489951 (0.01)	2015		-----		I(0)
Log INT		-7.421193 (0.01)	2007	-4.95714 (0.0003)	-11.05859 (0.01)	2007	I(1)

**Note :** l'hypothèse nulle du test ADF est que la variable n'est pas stationnaire, contre une hypothèse alternative, la variable est stationnaire.

(\*) Significatif à 5%, (\*\*) significatif à 10%

Source: calcul des auteurs

De ce qui précède, nous pouvons dire que toutes les conditions sont réunies, pour procéder à une estimation de nos variables.

**4.5. Estimation du modèle de régression spécifié :**

Le tableau qui suit représente les résultats de la régression en utilisant le modèle ARDL:

**Table n°5: les résultats de la régression**

Dépendent Variable: LVol				
Variables	Coefficient	Ecart-type	t-Stat	Prob.*
LVOL(-1)	-0.651084	0.094053	-6.922525	0.0062
LINT	-0.043273	0.015741	-2.749046	0.0708
LINT(-1)	-0.369430	0.039165	-9.432655	0.0025
LINT(-2)	0.371771	0.037323	9.960974	0.0022
LINT(-3)	0.079881	0.026103	3.060222	0.0550
LINT(-4)	0.194634	0.018049	10.78357	0.0017
LINFL	0.168030	0.029010	5.792126	0.0102
LINFL(-1)	0.067021	0.016840	3.979857	0.0284
LINFL(-2)	0.077066	0.009843	7.829416	0.0043
LINFL(-3)	-0.572635	0.067916	-8.431459	0.0035
LINFL(-4)	0.361519	0.070699	5.113531	0.0145
LACT	2.246335	0.269516	8.334712	0.0036
LACT(-1)	-1.896389	0.298484	-6.353410	0.0079
LACT(-2)	1.357195	0.176027	7.710132	0.0045
LACT(-3)	0.142073	0.173139	0.820572	0.4720
LACT(-4)	-2.029125	0.249244	-8.141116	0.0039
C	9.060144	0.617925	14.66221	0.0007
@TREND	0.192088	0.011437	16.79562	0.0005
<b>R-squared</b>	0.999013	<b>F-statistic</b>	178.5465	
<b>Adjusted R-squared</b>	0.993417	<b>Prob(F-statistic)</b>	0.000601	
		<b>Durbin-Watson stat</b>	3.049921	

\*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Source : Etabli à partir de l'exploitation de la base de données en utilisant le logiciel Eviews 10.

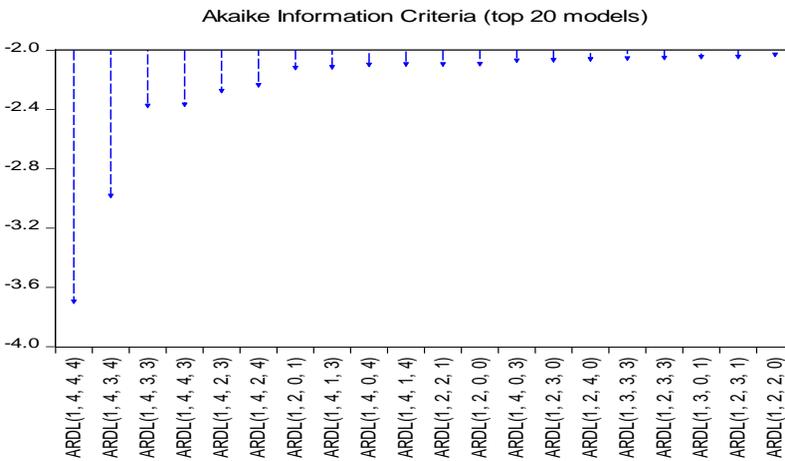
Les résultats de la régression font ressortir un coefficient R-squared de **99.90%**, cela veut dire que 99.90% des variations de la variable dépendante (la volatilité sur les marchés financiers aux USA –représentés par la volatilité l'indice S&P 500-) sont expliquées par les variables indépendantes, qui sont concentrées dans notre cas autour de la variable actifs des fonds de pension en pourcentage du PIB (variable d'intérêt), les taux d'intérêts, les taux d'inflation (variables de contrôle). En effet, la probabilité associée aux actifs des fonds de pension en pourcentage du PIB (0,0036) est inférieure à 5% , ce qui veut dire que la variable est significative, et est une bonne variable explicative pour les variations de la volatilité des marchés financiers aux USA, de plus la variable taux d'intérêts est également une variable significative avec une probabilité de (0.0025) pour la variable décalée d'une année, cependant, la valeur actuelle pour la même variable semble être significative à 10%, ce qui veut dire que le marché réagit aux changements de politique<sup>iii</sup> monétaire aux USA. Par ailleurs, l'inflation, elle demeure une variable significative, il reste un pourcentage très faible

(moins de 1%) des variations des prix qui est expliquée par d'autres variables autre que l'investissement des fonds de pension, et qui ne sont pas considérés dans le modèle, par conséquence le modèle est considéré comme globalement bon. Par ailleurs, la variable actifs des fonds de pension en pourcentage du PIB qui mesure le poids de ces derniers sur les marchés financiers est positivement corrélée aux prix des marchés financiers avec un coefficient **2,246335** cela veut dire que quand les fonds de pension sont importants, la volatilité sur les marchés financiers aux USA l'est aussi, ce qui est en lien avec la littérature.

Par ailleurs, la probabilité de F-statistique est inférieure à 5% et est de l'ordre de (0.000601) ce qui veut dire que la chance de se tromper, elle avoisine les zéro, ceci implique que le modèle est significatif dans sa globalité.

Le graphique suivant nous indique le modèle optimal, celui-ci est celui qui minimise la valeur du critère d'Akaike, dans notre cas c'est bien évidemment le modèle ARDL (1,4,4,4).

**Figure N°4 : graphique du modèle optimal**



Source : nos estimations sur Eviews 10

#### 4.6. Tests sur les résidus :

Pour juger de la robustesse du modèle il est souhaitable de réunir trois conditions quant aux résidus du modèle :

- Les résidus sont normalement distribués.
- Les résidus ne sont pas hétéroscédastiques. (les résidus sont homoscédastiques)
- Les résidus ne sont pas auto-corrélés.

**Table N°6 : résultats des tests diagnostiques du modèle ARDL estimé**

Hypothèse du test	Tests	Valeurs (probabilités)
Autocorrélation	Breusch- Godfrey	1.538837 (0.4952)
Hétéroscédasticité	Breusch-Pagan-Godfrey Arch-test	0.540597 (0.8235) 0.273453 (0.6078)
Normalité	Jarque-Berra	1.258559 (0.532976)
spécification	Ramsey (Fisher)	0.427217 (0.3547))

Source : auteur (nos estimations sur Eviews 9)

L'hypothèse nulle est acceptée pour tous ces tests, notre modèle est ainsi validé sur le plan statistique. Le modèle ARDL (1,4,4,4) estimé est globalement bon et explique à 99.90% la volatilité sur le marché financier aux USA entre 1980 et 2017.

#### 4.7. Test de cointégration aux bornes :

Le test de Pesaran et al. (2001) exige que le modèle ARDL soit estimé au préalable. La statistique du test calculée, soit la valeur de F de Fisher, sera comparée aux valeurs critiques (qui forment des bornes) comme suit :

**Table N°7 : Résultats du test de cointégration :**

variables	logact loginfl logint	
F-stat calculée	10.37271	
Seuil critique	Borne inférieure	Borne supérieure
10%	3.29	4.176
5%	3.936	4.918
1%	5.654	6.926

Source : nos estimations sur Eviews 10

Le tableau ci-dessus montre l'existence d'une relation de cointégration à 1%, 5 et 10%, ceci est mis en avant par la valeur de F de Fisher calculée qui est largement supérieure à la borne supérieure, ce qui donne la possibilité d'estimer les effets de long terme de l'inflation, des taux d'intérêts et, des actifs en pourcentage du PIB sur la volatilité.

#### 4.8. Relations de court et long terme

Le tableau ci-après montre les effets de court terme de chacune des variables indépendantes sur la volatilité des marchés financiers aux USA, en effet, les actifs en pourcentage du PIB exercent un effet positif à court terme sur la volatilité, lequel est plus que proportionnel (une hausse des actifs des fonds de pension de 1% du PIB accélère la volatilité de 2.24%), cependant, cet effet semble ne pas être important d'il y a une année, et est plus que proportionnel d'il y a deux ans et trois ans, cela est dû peut être au fait que le poids des fonds de pension devient plus important avec l'accumulation de richesse, ce qui leur confère une force déstabilisante (la volatilité du marché financier américain dépend de façon importante de la richesse actuelle des fonds de pension, que celle passée).

-l'inflation exerce un effet positif et statistiquement significatif à court terme, en effet une augmentation de 1% de l'inflation augmente la volatilité de 0.16%, mais qui s'inverse dans le temps,

- les taux d'intérêts montrent un effet négatif, mais n'est pas significatif à court terme sur la volatilité des marchés financiers, cependant, il semble être significatif d'il y a une année, deux ans et trois ans, cela veut dire qu'à court terme, les investisseurs sont beaucoup plus attirés par les changements passés de politique monétaire que par ses perspectives.

**Table N°8 : coefficients de court terme :**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9.060144	0.948356	9.553527	0.0024
@TREND	0.192088	0.018953	10.13497	0.0020
D(LOGINT)	-0.043273	0.019364	-2.234682	0.1115
D(LOGINT(-1))	-0.646286	0.062492	-10.34195	0.0019
D(LOGINT(-2))	-0.274514	0.049133	-5.587214	0.0113
D(LOGINT(-3))	-0.194634	0.027647	-7.039882	0.0059
D(LOGINFL)	0.168030	0.024205	6.941935	0.0061
D(LOGINFL(-1))	0.134050	0.027787	4.824155	0.0170
D(LOGINFL(-2))	0.211116	0.032187	6.559097	0.0072
D(LOGINFL(-3))	-0.361519	0.046583	-7.760813	0.0045
D(LOGACT)	2.246335	0.278436	8.067693	0.0040
D(LOGACT(-1))	0.529856	0.124401	4.259259	0.0237
D(LOGACT(-2))	1.887051	0.222096	8.496545	0.0034
D(LOGACT(-3))	2.029125	0.285174	7.115402	0.0057
CointEq(-1)*	-1.651084	0.169019	-9.768633	0.0023

\* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

Source : nos estimations sur Eviews 10.

Le tableau ci-dessous montre les effets de long terme des variables indépendantes sur la volatilité des marchés financiers et qui s'inversent plutôt, en effet, les taux d'intérêts exercent un effet positif et statistiquement significatif sur la volatilité des marchés financiers (une hausse de 1% des taux d'intérêts directs entrainera une hausse de 0.14% de la volatilité), cela s'explique peut être par le fait qu'à long terme, même si les taux d'intérêts augmentent, les actifs financiers qui sont moins attractifs par rapport aux liquidités peuvent ressusciter l'intérêt des investisseurs, ce qui provoque des comportements d'achat et de vente de nature à amplifier la volatilité des marchés financiers. Nonobstant, l'effet des actifs en pourcentage du PIB et de l'inflation sur la volatilité des marchés financiers semble ne pas être significatif à long terme.

**Table N°9 : coefficients de long terme :**

Variable	Coefficient	Ecart-type	t-Stat	Prob.
LOGINFL	0.061172	0.040567	1.507924	0.2287
LOGACT	-0.108965	0.054088	-2.014572	0.1374
LOGINT	0.141472	0.010052	14.07384	0.0008
@TREND	0.116341	0.003513	33.12000	0.0001

$$EC = LOGVOL - (0.0612*LOGINFL - 0.1090*LOGACT + 0.1415*LOGINT + 0.1163*@TREND)$$

Source : nos estimations sur Eviews 10.

## 5. CONCLUSION:

L'industrie des fonds de pension a connu un essor spectaculaire ces dernières décennies, cette tendance est appelée à se suivre dans les années suivantes du faite des évolutions démographiques (BRI, 2003, OECD, 2006). Et en raison de la taille de ces fonds dans les économies des pays, une des questions centrales est de savoir s'ils impactent la stabilité des marchés financiers

L'objectif de notre étude est de répondre à cette problématique, en effet, à travers une série longue allant de 1980 jusqu'à 2017, et en utilisant un modèle autorégressif (ARDL), nous avons étudié l'impact des fonds pension (variable d'intérêt) en utilisant leur poids comme facteur déterminant sur la volatilité des marchés financier aux USA (variable à expliquer), en tenant compte d'autres variables de contrôle (le taux d'inflation, taux d'intérêt). Par ailleurs, le modèle ARDL qui fait partie de la catégorie des modèles dynamiques permet de capter les effets temporels (délais d'ajustement, anticipations) dans l'explication d'une autre variable. Les résultats de notre étude, montre l'existence d'une relation entre les variables sous étude, en particulier, nous avons pu noter ce qui suit :

-le lien semble être positif et statistiquement significatif entre d'une part, les actifs des fonds de pension en pourcentage du PIB avec un coefficient de 2.246 %, et d'autre part l'inflation 0.168% et la volatilité des marchés financiers aux USA.

-cependant, le lien semble être négatif entre les taux d'intérêt et la volatilité des marchés financiers -0.043%.

De plus, le test de cointégration aux bornes, adapté à notre cas, nous permet de conclure l'existence d'une relation de long terme entre les variables sous étude, et nous a permis de d'estimer les coefficients à court terme, et les effets de long terme ;

En fait, à court terme nous avons trouvé ce qui suit :

-les actifs en pourcentage du PIB exercent un effet positif à court terme sur la volatilité, lequel est plus que proportionnel (une hausse des actifs des fonds de pension de 1% du PIB accélère la volatilité de 2.24), cependant, cet effet semble ne pas être important d'il y a une année, et est plus que proportionnel d'il y a deux ans et trois ans, cela est dû peut être au fait que le poids des fonds de pension devient plus important avec le temps, ce qui leur confère une force déstabilisante.

-l'inflation exerce un effet positif mais qui s'inverse dans le temps, nonobstant, il semble ne pas être statistiquement significatif

- les taux d'intérêts montrent un effet négatif mais pas significatif à court terme sur la volatilité des marchés financiers, et statistiquement significatif d'il y a une année, deux ans et trois ans.

Et à long terme ; les effets de long terme des variables indépendantes sur la volatilité des marchés financiers s'inversent plutôt, en effet, les taux d'intérêts exercent un effet positif et statistiquement significatif sur la volatilité des marchés financiers (une hausse de 1% des taux d'intérêts directs entrainera une hausse de 0.14% de la volatilité à long terme), cela s'explique peut être par le fait que même si les taux d'intérêts augmentent, les actifs financiers qui sont moins attractifs par rapport aux liquidités peuvent ressusciter l'intérêt des investisseurs, ce qui provoque des comportements d'achat et de vente de nature à amplifier la volatilité des marchés financiers. Cependant, l'effet des actifs en pourcentage du PIB devient négatif, mais n'est pas significatif sur le plan statistique.

**BIBLIOGRAPHIE :**

1. ASHOK TH., et al. « *Pension Funds and Stock Market Volatility: An Empirical Analysis of OECD Countries* », Discussion Papers del Dipartimento di Economia e Management – Università di Pisa, n. 162, 2013.
2. ASHOK TH., et al. « *Pension Funds and Stock Market Volatility: An Empirical Analysis of OECD Countries* », Journal of Financial Stability 11, page 92-103, DOI: 10.1016/j.jfs.2014.01.001, April 2014.
3. CARDONA M., FENDER I., « *l'évolution des facteurs influant sur le comportement des gestionnaires institutionnels : incidences potentielle sur les marchés de capitaux* », in revue stabilité financière, juin 2003.
4. CHARLETY P., « *la gestion institutionnelle : incitations données aux gérants et performances* », in revue d'économie financière, Montchrestien, septembre 2001.
5. DANIEL ZAJDENWEBER, « *la volatilité boursière* », in revue Les cahiers français, n° 317 (11/2003).
6. DAVIS, E. P. (2004), "Financial development, institutional investors and economic performance"; in C A E Goodhart (ed.), *Financial Development and Economic Growth*, Palgrave-Macmillan.
7. DUNEUFGERMAIN C., « *la finance comportementale : un enjeu pour les fonds de pension* », 8 th international workshop of young scholars "WISH", 26-27 février 2010.
- 8.. Etudes OCDE (2006), « *the impact of pension funds on financial markets* », financial market trends, disponible sur <http://dx.doi.org/10.1787/16096886>
9. FENDER I., « *gestion institutionnelle d'actifs : tendances du secteur, incitations et implications pour l'efficience de marché*», rapport trimestriel BRI, septembre 2003.
10. GROUARD M-H., et al « *la volatilité boursière : des constats empiriques aux difficultés d'interprétation* », in revue stabilité financière, juin 2003.
11. JONDEAU E., « *gestion institutionnelle et volatilité des marchés financiers* », in revue d'économie financière, éd. Montchrestien », 2003.
12. JONDEAU E., « *le comportement mimétique sur le marché de capitaux* », Bulletin de la banque de France N°95, 2001.
13. MORIN F. et al. : « *Les investisseurs institutionnels internationaux: une analyse du comportement des investisseurs institutionnels américains* » in REF, éd Montcherstien, 2001.
14. NAOUI K., KHALED M., « *apport de la finance comportementale à l'explication de la volatilité excessive des prix des actifs financiers* », in revue libanaise de gestion et d'économie, N° 4, 2010.
15. OECD, *OECD Institutional Investors Database*, OECD, Paris, 2003.
16. OECD, *Pension Markets in Focus*. Newsletter Issue 3, October. OECD, Paris, 2006.
17. PANSARD F., BOUBEL A., *les investisseurs institutionnels*, la découverte, collection repères, paris, 2004.
18. SHILLER ([www.econ.yale.edu/~shiller](http://www.econ.yale.edu/~shiller))
19. SHILLER, R. "Irrational Exuberance", Princeton University Press, 2000.

---

<sup>i</sup> Acheter les titres de bonne qualité, ou dont la valorisation s'effectue à un rythme rapide, et de s'écarter des titres dont les performances passées sont plus faible.

<sup>ii</sup>Ces études sont résumées dans : OCDE (2006), « the impact of pension funds on financial markets », financial market trends, disponible sur <http://dx.doi.org/10.1787/16096886>

<sup>iii</sup>Une modification des taux d'intérêt directeurs par les autorités monétaires peut modifier les anticipations de dividendes et les notations financières des entreprises qui déterminent leur prime de risque. Ces modifications affectent les valeurs fondamentales, déclenchant des vagues d'achats ou de ventes. Le résultat de cet enchaînement de facteurs peut être une forte volatilité des cours boursiers, sans commune mesure avec la variation attendue du taux d'intérêt.