

**Efficiences informationnelles des marchés de l'or à Paris et à Londres, 1948-2008**  
**Une vérification économétrique de la forme faible**

Thi Hong Van HOANG <sup>1</sup>

Laboratoire Orléanais de Gestion ; Université d'Orléans, Faculté de Droit, d'Economie et de Gestion,  
Rue de Blois – B.P. 6739, 45067 Orléans Cédex2

Email : [thi-hong-van.hoang@univ-orleans.fr](mailto:thi-hong-van.hoang@univ-orleans.fr)

### **Résumé**

La rationalité des opérateurs et les informations diffusées sur le marché sont au cœur de la théorie de l'efficience informationnelle des marchés financiers. Les marchés de l'or n'échappent pas à cette règle générale. Etant un actif très particulier et très différent des autres actifs financiers, le prix de l'or a connu dans son histoire plusieurs mouvements excessifs, soit à la hausse, soit à la baisse, qui remettent en cause l'hypothèse de l'efficience informationnelle. Tel est le cœur de ce papier qui cherche à tester la forme faible de l'efficience informationnelle des marchés de l'or à Paris et à Londres durant une période de 61 ans de 1948 à 2008.

Les résultats des tests de *Ljung-Box* montrent qu'il existe une autocorrélation d'ordre 1 dans les séries des rentabilités mensuelles de la pièce d'or Napoléon à Paris ainsi que de l'once d'or au fixing de l'après-midi à Londres. L'hétéroscédasticité conditionnelle est détectée sur les rentabilités mensuelles par le test de l'effet *ARCH*. L'hypothèse que les prix suivent une marche aléatoire n'est pas acceptée par le test d'*Augmented Dickey-Fuller (ADF)*. Ces résultats mènent alors à la conclusion que l'hypothèse de l'efficience informationnelle de la forme faible des marchés de l'or à Paris et à Londres sur la période de 1948 à 2008 ne peut pas être acceptée. Mais les résultats du test réalisé sur le modèle *MEDAF* montre que les investisseurs français ne peuvent pas profiter de cette inefficience informationnelle pour réaliser des profits anormaux (sauf sur la période de 1971 à 1981). Ce qui n'est pas le cas des investisseurs en or à Londres (sauf sur la période de 1981 à 2004).

**Mots clés :** L'efficience informationnelle de forme faible, marchés de l'or à Paris et à Londres

**Classification JEL :** G1, G12, G14

**Keywords:** Weak-form efficiency, gold markets of Paris and London

---

<sup>1</sup> *Remerciements* : L'auteur remercie les Professeur Georges Gallais-Hamonno (Université d'Orléans), Patrick Roger (Université de Strasbourg) et les participants au Congrès de l'AFFI (Brest, 13-15 mai 2009) pour les précieux conseils. Il remercie également les membres du Service des Archives de la Banque de France pour les données fournies. Toutes les erreurs qui subsistent ne sont imputables qu'à l'auteur.

## INTRODUCTION

L'efficacité informationnelle est le socle de la finance moderne. Elle est une des conditions fondamentales de nombreux modèles financiers et notamment les modèles d'explication des comportements et d'évaluation des actifs financiers. Elle a également plusieurs implications importantes sur l'organisation du marché, la gestion du portefeuille et les stratégies des investisseurs<sup>2</sup>. L'hypothèse de l'efficacité informationnelle est très controversée à la fois au niveau théorique et au niveau pratique. Au niveau théorique, la définition de ce concept ne fait toujours pas unanimité dans la communauté scientifique (Fama (1970, 1991) *versus* Jensen (1978) et Malkiel (2003)). Au niveau pratique, plusieurs travaux ont démontré l'impossibilité d'avoir l'efficacité informationnelle dans les marchés financiers, notamment l'étude de Leroy (1973).

La quasi-totalité de ces études empiriques concernent les marchés des actions et quelques études<sup>3</sup> se sont intéressées au marché leader de l'or, celui de Londres sur la période de 1971 à 1982. Et à notre connaissance, aucune étude ne s'est intéressée au marché de l'or à Paris.

Le but de ce papier est de tester l'hypothèse de l'efficacité informationnelle de la forme faible du marché de l'or à Paris tout en le comparant avec le marché de Londres sur une période de 61 ans de 1948 à 2008. L'étude commence en février 1948 car le marché libre de l'or en France est officiellement ouvert à la Bourse de Paris<sup>4</sup> le 13 février 1948. Ce marché a existé durant 56 ans et a été fermé en juillet 2004. La Compagnie Parisienne de Réescompte (CPR)<sup>5</sup> a repris le relais et organise actuellement une cotation quotidienne. Malgré sa fermeture en 2004, cette étude est prolongée à la fin de l'année 2008 pour pouvoir tenir compte de l'évolution actuelle de l'or et notamment de l'effet de la crise financière de 2008 sur les marchés de l'or.

Le premier fixing du marché de l'or à Londres a eu lieu le 12 septembre 1919. Après la fermeture du 3 septembre 1939, à cause de la Deuxième Guerre Mondiale et de l'instauration du système Bretton-Woods<sup>6</sup> en 1944, le marché de Londres a repris ses activités 15 ans plus tard, le 22 mars 1954. En 1968, un deuxième fixing<sup>7</sup> est organisé à 15h, après celui de 10h30. La cotation est, depuis 1968, en dollar américain et non plus en livre sterling. Les études empiriques sur le marché de Londres commencent généralement en septembre 1971. Ceci en raison de la fin de la parité or-dollar fixée par l'Accord de Bretton-Woods à partir du 15 août 1971.

---

2 Cf. Gillet (2006), page 8

3 Ces études sont présentées dans la section 2.

4 Pour plus d'informations sur le marché de l'or à la Bourse de Paris, cf. Hoang (2009)

5 Site Internet : <http://www.cpordevises.com>

6 Ce système fixe la parité des différentes monnaies avec l'or et le dollar américain, à savoir : 1 once d'or (31,10348 grammes) = \$35.

7 Pour plus d'informations sur le marché de Londres, cf. site Internet de *London Bullion Market Association* (LBMA) <http://lbma.org.uk> ou site Internet de *World Gold Council*, <http://www.gold.org>

Avec l'objectif d'étudier l'efficience informationnelle de la forme faible de ces deux marchés, le papier est structuré de la manière suivante. La **section 1** présente le concept de l'efficience informationnelle. La **section 2** fait l'état des lieux des travaux consacrés à l'efficience informationnelle des marchés de l'or. La **section 3** présente les données utilisées. Les **sections 4 et 5** présentent les tests économétriques utilisés ainsi que les résultats trouvés. La **conclusion** vient commenter l'efficience informationnelle des marchés de l'or.

## 1. LE CONCEPT DE L'EFFICIENCE INFORMATIONNELLE DES MARCHES FINANCIERS

Etudier le comportement des cours boursiers est depuis longtemps un sujet qui intéresse les chercheurs en finance. Cela est marqué par la thèse de doctorat de Louis Bachelier (1900) intitulée « *Théorie de la spéculation* ». Il a démontré que l'espérance mathématique du gain d'un spéculateur est égale à zéro. Cette lignée de recherche consacrée aux cours boursiers est continuée avec Alexander (1961, 1964), Cootner (1962, 1964, 1967), Samuelson (1965), Fama (1965), Fama et Blume (1966), Fama, Fisher et Jensen (1969). En 1970, Fama a fait une revue de littérature de ces travaux et a défini le terme "*Efficient Capital Markets*"<sup>8</sup>. « Efficience informationnelle des marchés financiers » devient un concept très important dans la finance moderne. Elle implique l'organisation du marché, la gestion du portefeuille, les coûts de transaction et également la qualité d'exécution des ordres. Toutes les théories et tous les modèles financiers, comme le MEDAF, reposent sur l'hypothèse d'efficience<sup>9</sup>.

L'efficience informationnelle est initialement définie par Fama (1970) comme suit : "*A market in which prices always fully reflect available information is called efficient*". Ainsi, dans un marché informationnellement efficace, le prix observé reflète instantanément et pleinement toutes les informations disponibles. Fama (1970) a également nommé trois formes d'efficience caractérisées par l'ensemble d'informations contenues : Dans la forme faible, l'ensemble d'informations contient uniquement l'historique des prix ; Dans la forme semi-forte, il contient toute l'information publique ; Dans la forme forte, il contient toute l'information publique *et* privée. L'efficience informationnelle, dans ce sens, exige plusieurs conditions qui, d'après plusieurs auteurs comme Leroy (1973) ou Jensen (1978), sont impossibles à réaliser. Tous les opérateurs sur le marché doivent prendre position en fonction des informations dont ils disposent et de leur situation propre. Ils doivent être rationnels<sup>10</sup>.

---

<sup>8</sup> Pour une bibliographie chronologique plus complète de l'efficience informationnelle, cf. Sewell (2008)

<sup>9</sup> Mignon (1998)

<sup>10</sup> Pour plus de détails sur le concept de la rationalité des investisseurs cf. Gillet R. et Szafarz (2004) ; Lardic et Mignon (2006)

Les informations doivent être gratuites et communes à tous les agents. Il faut un grand nombre d'opérateurs sur le marché et que ces derniers soient en concurrence active<sup>11</sup>.

A la suite de cette proposition de Fama (1970), plusieurs auteurs ont réagi en démontrant qu'il est impossible d'atteindre l'efficience informationnelle. Parmi ces travaux, nous pouvons citer Leroy (1973) et Jensen (1978). Leroy (1973) montre que sous la condition d'aversion au risque, il n'y a pas de justification *théorique* que les cours boursiers suivent une martingale<sup>12</sup>. A la suite de cette affirmation de Leroy (1973), Jensen (1978) propose une nouvelle définition de l'efficience informationnelle qui est moins restrictive. *"A market is efficient with respect to information set  $\theta_t$  if it is impossible to make profits by trading on the basis information set  $\theta_t$ "*. L'efficience informationnelle peut être définie ainsi comme suit : Sont réputés efficaces les marchés sur lesquels les prix des actifs cotés intègrent les informations les contenant de telle manière qu'un investisseur ne peut, en achetant ou en vendant cet actif, en tirer un profit supérieur aux coûts de transactions engendrés par cette action. La définition de Jensen (1978) est très proche de celle de Malkiel (2003). *"Above all, we believe that financial markets are efficient because they don't allow investors to earn above-average risk adjusted returns"..."For me, the most direct and most convincing tests of market efficiency are direct tests of the ability of professional fund managers to outperform the market as a whole"*. Donc, d'après Malkiel, les marchés financiers efficaces ne permettent pas aux investisseurs de réaliser un gain supérieur à la moyenne sans accepter de prendre des risques supérieurs. Il pense que les tests les plus directs de l'efficience informationnelle sont ceux démontrant que les gérants professionnels ne surperforment pas le marché.

En observant un déclin des travaux empiriques testant l'hypothèse de l'efficience informationnelle des marchés financiers, Fama écrit en 1991 un nouvel article *"Efficient Capital Market: II"*. Dans ce papier, Fama défend la validité des tests empiriques des trois formes d'efficience informationnelle en proposant *quelques ajustements*. Pour la forme faible, l'ensemble d'informations ne contient plus que l'historique des prix de l'actif en question mais aussi celui de toutes les autres variables économiques et financières participant à la prévision de ses rentabilités. Les tests de la forme faible sont associés aux tests de marche aléatoire parce qu'il est impossible de prévoir les rentabilités futures à partir des rentabilités passées<sup>13</sup>. Les tests d'études événementielles sont ceux de la forme semi-forte. Les tests sur l'information privée sont ceux de la forme forte<sup>14</sup>.

---

<sup>11</sup> Lardic et Mignon (2006)

<sup>12</sup> Le processus  $P_t$  suit une martingale si  $E[P_{t+1} / I_t] = P_t$  avec  $I_t$  l'ensemble d'informations disponibles en  $t$ . Cette condition signifie que sur la base des informations disponibles  $I_t$ , la meilleure prévision du prix en  $t+1$  et le prix observé en  $t$ .

<sup>13</sup> Les précisions concernant des tests de la forme faible de l'efficience sont présentées dans les sections 4 et 5.

<sup>14</sup> Pour plus de détails sur les tests de la forme forte et semi-forte, cf. Gillet P. (2006)

Malgré un grand nombre de tests empiriques, il faut souligner que l'hypothèse de l'efficience informationnelle des marchés financiers n'est pas directement testable. Ceci est lié à la définition de l'efficience elle-même qui est basée sur un modèle de formation du prix des actifs financiers. C'est pour cette raison que les tests d'efficience sont appelés aussi les tests de l'hypothèse jointe (l'hypothèse d'efficience est jointe à l'hypothèse de la validité du modèle de formation du prix). Ce problème crée une grande difficulté dans l'interprétation des résultats des tests. Car le rejet du test empirique ne conduit pas directement au rejet de l'efficience informationnelle (la raison peut provenir de l'invalidité du modèle de formation du prix !<sup>15</sup>).

L'ambiguïté du concept de l'efficience informationnelle n'empêche pas une grande quantité d'études empiriques vérifiant cette hypothèse en raison de ses importantes implications sur les marchés financiers ainsi que sur l'économie. Plusieurs auteurs ont constaté la difficulté<sup>16</sup> de faire un état des lieux de toutes ces études qui sont à la fois très nombreuses et qui donnent des résultats très divers et parfois contradictoires. Dans le cadre de cette étude, nous nous intéressons aux marchés de l'or et spécialement à ceux de Paris et de Londres sur la période de 1948 à 2008. La section suivante présente la revue de la littérature sur les études empiriques consacrées aux marchés de ce métal précieux.

## 2. EFFICIENCE INFORMATIONNELLE DES MARCHES DE L'OR : UNE REVUE DE LA LITTÉRATURE

Le nombre de travaux étudiant l'efficience informationnelle des marchés de l'or est très limité par rapport à celui des marchés des actions. Parmi ces travaux, la quasi-totalité concerne le marché de Londres, le plus grand marché de l'or dans le monde. Et à notre connaissance, aucune étude ne s'est intéressée au marché de l'or à Paris, ouvert officiellement en février 1948.

À la suite de la période du développement accéléré du marché de l'or à Londres, de 1971 à 1982, les chercheurs commencent à s'intéresser à l'efficience informationnelle de ce dernier à partir de 1979.

Booth et Kaen (1979) étudient les prix quotidiens de l'or à Londres sur la période de janvier 1972 à juin 1977. Les auteurs constatent que la série de la variation logarithmique des prix (la rentabilité) de l'or ne suit pas une loi normale (test de *Kolmogorov-Smirnov*). De même, la série des rentabilités est autocorrélée positivement d'ordre 1. Le test des *runs* rejette l'hypothèse de marche aléatoire des prix. Et la stratégie des filtres est plus performante que celle passive de « *buy-and-hold* » (ce qui est défavorable à l'efficience informationnelle du marché). Devant ces résultats, les auteurs rejettent l'hypothèse de l'efficience informationnelle du marché.

---

<sup>15</sup> Lardic et Mignon (2006)

<sup>16</sup> Gillet et Szafarz (2004)

Tchoegl (1981) étudie les variations absolues des prix quotidiens de l'or coté à Londres sur la période de 1975 à 1977. L'auteur a calculé les coefficients d'autocorrélation, construit la matrice des probabilités de transition de Markov et estimé le Modèle d'Evaluation Des Actifs Financiers (MEDAF, Jensen, 1968). Il a constaté une autocorrélation positive d'ordre 1 dans les séries de variation des prix. Le test effectué sur la matrice de transition de Markov confirme également cette autocorrélation. Mais cette corrélation sérielle n'est pas vraiment profitable pour les investisseurs. Car le modèle MEDAF montre que l'or est moins rentable que la rémunération exigée par le niveau du risque subi. Devant de tels résultats contradictoires, l'auteur n'a pas vraiment donné de conclusion précise concernant l'efficience informationnelle.

Solt et Swanson (1981) étudient les prix hebdomadaires de l'or coté à Londres sur la période de 1971 à 1979. Ils ont effectué des tests de marche aléatoire sur deux séries de variation : absolue et logarithmique. Le test sur l'hétéroscédasticité de *Goldfeld-Quant* montre une instabilité de la variance entre les sous-périodes choisies. De plus, ces séries n'ont pas une distribution normale (test de *Kolmogorov-Smirnov*). Ce qui ne respecte pas les caractéristiques d'une marche aléatoire. Il existe également une corrélation sérielle positive d'ordre 1 dans les séries de variation des prix. Deux tests non-paramétriques très connus sont aussi utilisés : Le test des *runs* et celui de la stratégie des filtres (Alexander, 1964). Le test des *runs* confirme l'existence d'une autocorrélation des rentabilités. Le test des filtres montre qu'il n'y a pas d'excès de rentabilité obtenue par la stratégie des filtres par rapport à celle de la stratégie passive « *buy-and-hold* ». Ceci indique que la corrélation sérielle n'est pas profitable pour les investisseurs. A la suite de ces résultats contradictoires, les auteurs ont conclu que le prix observé de l'or à Londres n'inclut pas tout l'ensemble d'informations disponibles sur le marché.

Aggarwal et Soenen (1988) retrouvent les mêmes résultats que des travaux précédents sur les données quotidiennes londoniennes de 1973 à 1982. Le modèle MEDAF montre que les placements en or ne permettent pas d'obtenir un profit anormal<sup>17</sup>. La série des variations successives des prix de l'or (absolue et logarithmique) ne suit pas une loi normale (selon le test de Snedecor et Cochran, 1967). Le test de la stratégie des filtres montre que cette dernière n'est pas plus rentable que celle de « *buy-and-hold* ». A la fin de l'article, les auteurs n'ont donné aucune conclusion claire vis-à-vis de l'efficience informationnelle du marché.

Cette revue de littérature sur l'efficience du marché de l'or à Londres dans les années soixante-dix (de 1971 à 1982) ne montre pas un résultat favorable à l'hypothèse de l'efficience informationnelle. Sur les données quotidiennes et hebdomadaires, les auteurs ont constaté une autocorrélation positive d'ordre 1. La non-normalité des séries des variations successives de prix

---

<sup>17</sup> C'est-à-dire un profit supérieur à la rémunération du risque subi.

(absolue et relative) est aussi démontrée<sup>18</sup>. Le test des *runs* rejette l'hypothèse de marche aléatoire. Le modèle MEDAF montre que le placement en or ne permet pas d'obtenir des profits anormaux. De même, la stratégie des filtres n'est pas toujours plus performante que la stratégie passive de « *buy-and-hold* ».

Ainsi, l'hypothèse de l'efficience informationnelle de la forme faible du marché de l'or à Londres sur la période de 1971 à 1982 n'a pas été validée par ces auteurs. De surcroît et de manière un peu contradictoire, les investisseurs ne semblent pas pouvoir vraiment profiter de cette inefficience pour réaliser un profit anormal.

### 3. DONNEES

Le **Tableau 1** (page suivante) présente les données utilisées dans cette étude ainsi que leurs sources<sup>19</sup>.

**Tableau 1 : Données mensuelles (dernier jour du mois)**

Séries	Période	Sources
<b>Paris</b>		
Cours mensuel de la pièce Napoléon (nouveaux francs)	02/1948-12/2008	BdF- <i>Cote Officielle</i> - CPR Or ( <a href="http://www.cpordevises.com">http://www.cpordevises.com</a> )
Indice français des actions (IVFRV + SBF 250) <sup>20</sup>	12/1949-12/2008	BMS - <i>Datastream</i> - Euronext Paris ( <a href="http://www.euronext.com">http://www.euronext.com</a> )
Taux sans risque (TMM + Euribor) <sup>21</sup>	12/1949-12/2008	<i>Annuaire Rétrospectif 1948-1988 - BMS</i> – ( <a href="http://www.euribor.org">http://www.euribor.org</a> )
<b>Londres</b>		
Cours mensuel de l'once d'or au Fixing de l'après-midi (USD)	09/1971-12/2008	Site de LBMA <sup>22</sup> ( <a href="http://www.lbma.org.uk">http://www.lbma.org.uk</a> )
Indice américain des actions (S&P 500)	09/1971-12/2008	Site Internet de Yahoo Finance ( <a href="http://www.finance.yahoo.com">http://www.finance.yahoo.com</a> )
Taux sans risque (US T-Bills 1 mois)	09/1971-12/2008	Site Internet de la FED ( <a href="http://www.federalreserve.gov">http://www.federalreserve.gov</a> )

<sup>18</sup> Nous remarquons que les auteurs cités rapprochent la conclusion sur l'efficience informationnelle et la normalité de la distribution des rentabilités. Ce qui n'est pas tout à fait pertinent. Plus de détails sur ce point dans la section 4 de l'article.

<sup>19</sup> Je remercie les membres du Service des Archives de la Banque de France (BdF) pour leur aide et leurs conseils dans la constitution de la base de données du prix de l'or à Paris.

<sup>20</sup> IVFRV : Indice des Valeurs Françaises à Revenu Variable, source BMS (*Bulletin Mensuelle de Statistique*)

<sup>21</sup> TMM : Taux d'intérêt du Marché Monétaire à 1 mois, source BMS (*Bulletin Mensuelle de Statistique*). Euribor : *Euro interbank offered rate*, soit en français : Taux interbancaire offert en euro (Tibeur)

<sup>22</sup> LBMA : *London Bullion Market Association*

Les cours mensuels de l'or (la valeur du dernier jour du mois) à Paris (la pièce Napoléon) et à Londres (l'once d'or) sont collectés. La pièce Napoléon est choisie pour représenter le marché de Paris car c'est l'actif le plus échangé et donc le plus liquide. Le fixing de l'après-midi est choisi pour représenter le marché de Londres car c'est le prix de celui-ci qui contient le plus d'informations (en plus de celui du fixing du matin). Le prix déterminé au fixing de l'après-midi est aussi utilisé comme le prix référence de l'or de la journée dans le monde entier.

Les données du marché de Londres sont disponibles sur son site Internet. Les données du marché de Paris sur la période de 1948 à 1989 sont collectées manuellement à partir des archives de la Banque de France et de la *Cote Officielle* de la Bourse de Paris. A partir de 1990, le prix de l'or à Paris est disponible sur le site Internet de la CPR.

Les indices des actions françaises et américaines sont également collectés afin d'estimer le modèle MEDAF (Jensen, 1968). A Paris, l'IVFRV est chaîné avec l'indice SBF 250 à partir de décembre 1990. L'indice S&P 500 est utilisé comme indice de référence des actions cotées en dollars américains (la même monnaie de cotation que l'or à Londres).

Le taux sans risque est également utilisé pour construire le modèle MEDAF. Le taux du marché monétaire à 1 mois (TMM 1 mois) est chaîné avec le taux Euribor 1 mois à partir de janvier 1999 (date de l'introduction de l'euro à la Bourse de Paris). Le taux sans risque à 1 mois du placement en dollar américain est l'habituel « *US Treasury Bills 1 month* » obtenu sur le site Internet de la FED.

Le marché libre de l'or à en France est officiellement ouvert le 19 février 1948 à la Bourse de Paris. Ce marché a été fermé en juillet 2004. La Compagnie Parisienne de Réescompte (CPR) continue la cotation des actifs or en France depuis le 2 août 2004. Plusieurs actifs sont cotés : la barre (12 kg), le lingot (1 kg) et plusieurs pièces dont la plus connue et la plus échangée est la pièce de 20 francs, le Napoléon<sup>23</sup>.

Le premier fixing du marché de l'or à Londres est organisé le 12 septembre 1919. Mais les études empiriques concernant ce dernier commencent généralement en septembre 1971. C'est-à-dire après l'annonce du Président Américain Nixon sur la fin de la convertibilité entre l'or et le dollar au 15 août 1971. A partir de cette date, le prix de l'or évolue librement en fonction de l'offre et de la demande du marché. Il n'est plus fixé à \$35/once. Les cotations sont en dollars américains l'once durant toute la période étudiée.

---

<sup>23</sup> De février 1948 à juillet 2004, ce l'or est coté à la Bourse de Paris. A partir d'août 2004, le prix est déterminé par la CPR Or. De 1948 à 1959, la cotation était en anciens francs. De 1960 à 1998, elle est en nouveaux francs (1 nouveau franc = 100 anciens francs). A partir de 1999, elle est en euros (1 euro = 6,55957 nouveaux francs). Ces trois monnaies sont converties en une même monnaie qui est le nouveau franc en raison de sa plus longue période de cotation (39 années pour 61 années étudiées).

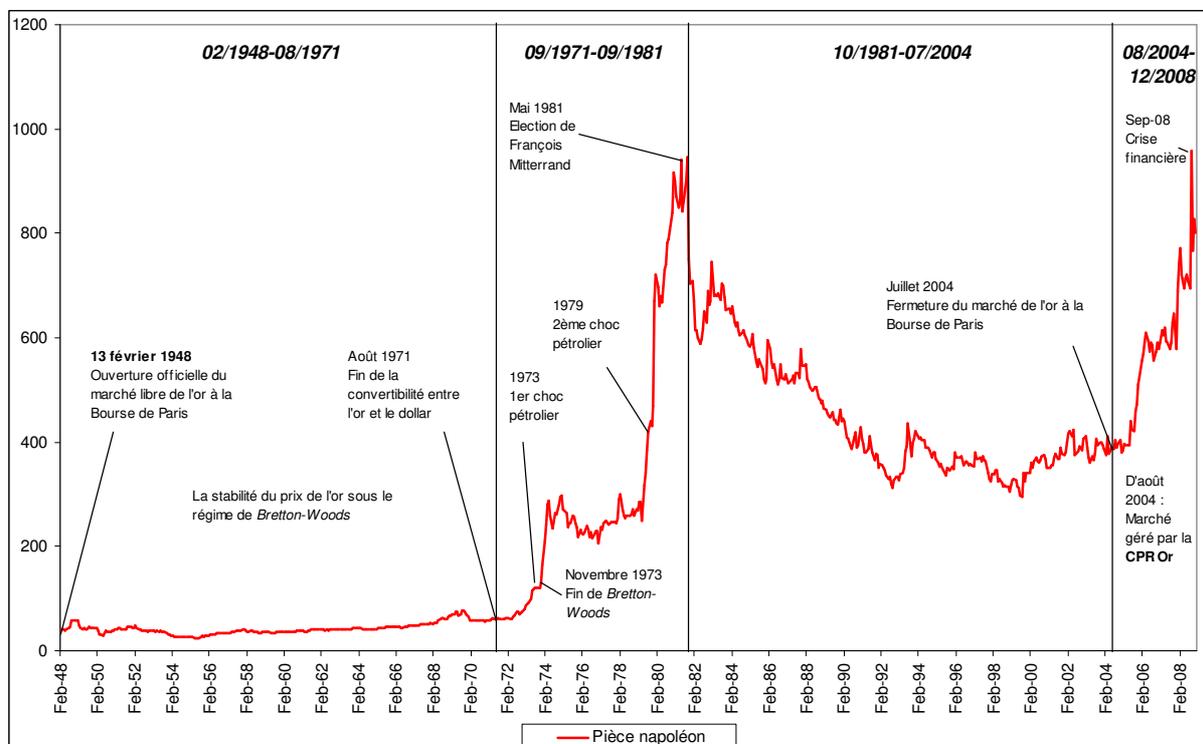
Nous ne convertissons pas le prix de l'or sur ces deux marchés en une même monnaie pour deux raisons suivantes. D'une part, les tests de l'efficience de forme faible sont réalisés sur les séries des variations successives de prix, donc sur les valeurs relatives des prix. L'unité monétaire est dans ce cas sans conséquence sur les résultats des tests. D'autre part, ceci permet également de ne pas risquer d'influencer les résultats à cause de l'évolution du taux de change entre le nouveau franc et le dollar américain. D'autant plus que le marché parisien de l'or est interne et fermé à l'étranger.

L'évolution de chaque marché est présentée dans les **graphiques 1 et 2**.

La période totale de 61 ans peut être découpée en quatre sous-périodes suivantes<sup>24</sup> :

- *Sous-période 1* de février 1948 à août 1971 (sur le marché de Paris seulement) : Cette période précède l'annonce du Président Américain sur l'abandon de la convertibilité entre l'or et le dollar. On observe une stabilité du prix de la pièce Napoléon autour de **40** nouveaux francs. La Banque de France intervient<sup>25</sup> souvent sur le marché par le biais du Fonds de Stabilisation des Changes pour maintenir le prix de l'or stable autour de la parité officielle (\$35 l'once).

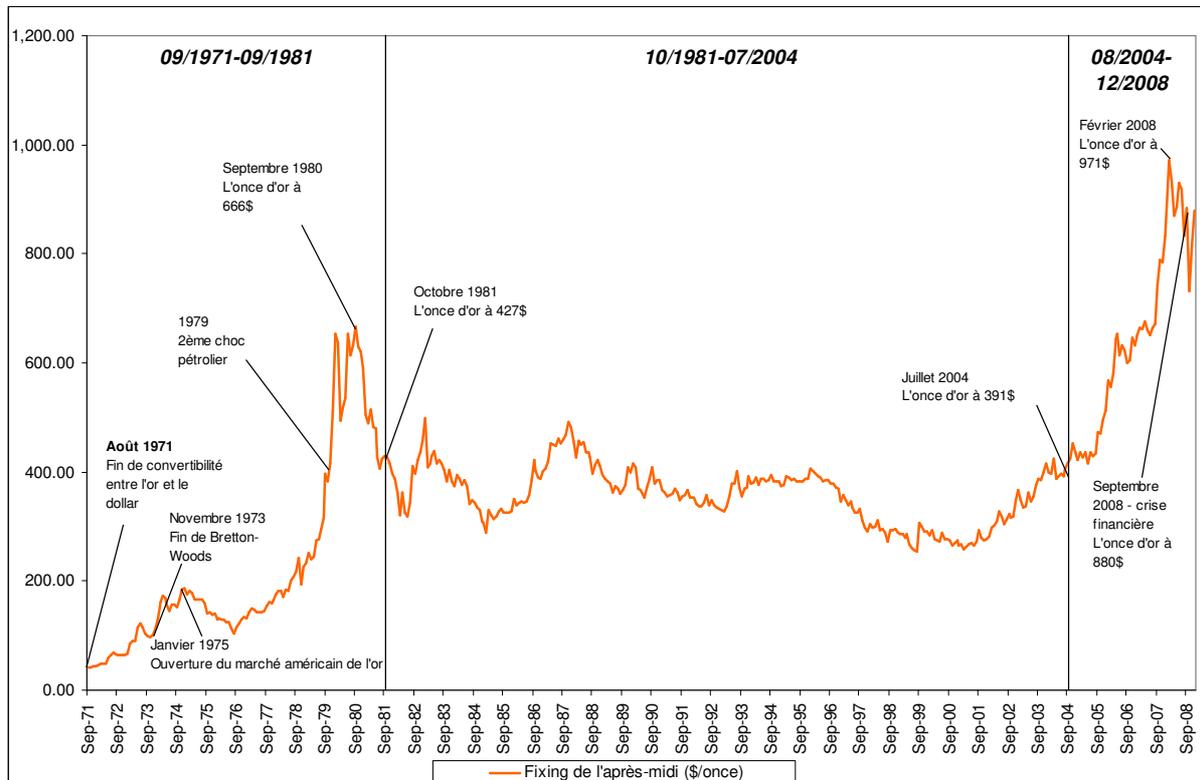
**Graphique 1 : L'évolution de la pièce napoléon cotée à Paris, 1948-2008 (en nouveaux francs)**



<sup>24</sup> Pour plus de détails sur la démonstration du choix des sous-périodes par des tests économétriques, cf. Hoang (2009)

<sup>25</sup> cf. Archives de la Banque de France, disponibles auprès de l'auteur.

Graphique 2 : L'évolution de l'once d'or cotée à Londres, 1971-2008 (en \$)



- *Sous-période 2* de septembre 1971 à septembre 1981 : Cette période est la plus mouvementée des marchés de l'or. Plusieurs éléments expliquent cette volatilité importante. Le principal est l'abandon de la parité américaine en août 1971, suivi par les deux chocs pétroliers de 1973 et de 1979, par l'ouverture d'un marché libre de l'or aux Etats-Unis en janvier 1975 et surtout par la fin officielle du régime de change fixe de *Bretton-Woods* en avril 1978. Cette période est aussi très marquée par l'envolée du prix de l'once d'or jusqu'à **\$666** pour la première fois dans son histoire. En France, l'élection de François Mitterrand au mois de mai 1981 a fait monter le prix de la pièce napoléon à **940** nouveaux francs.
- *Sous-période 3* d'octobre 1981 à juillet 2004 : Cette période est caractérisée par une tendance à la baisse du marché de Paris (**-47%**, entre le début et la fin de la période). Elle est en revanche caractérisée par une tendance à la stabilité du marché de Londres avec une baisse de seulement **8,3%** du cours. Le mois de juillet 2004 est choisi comme le point final de cette troisième sous-période car c'est le dernier mois du marché *officiel* de l'or à la *Bourse de Paris*. Il marque le changement de statut du marché de l'or en France : d'un marché public

réglementé à un marché privé géré par la CPR<sup>26</sup>. Ce découpage de période permet ainsi de voir l'influence de ce changement sur l'efficience informationnelle.

- *Sous-période 4* d'août 2004 à décembre 2008 : Cette dernière période est marquée par la hausse du prix de l'or au mois de février 2008 (l'once d'or à 971\$) et par la crise financière internationale éclatée au mois de septembre 2008.

#### 4. PRINCIPES DES TESTS DE L'EFFICIENCE INFORMATIONNELLE DE LA FORME FAIBLE

##### 4.1. L'HYPOTHESE DE L'EFFICIENCE INFORMATIONNELLE ET LE MODELE DE MARCHE ALEATOIRE

Les tests de la forme faible de l'efficience informationnelle des marchés financiers sont souvent associés à ceux de la marche aléatoire. Par définition de la forme faible, le prix observé reflète *pleinement* : d'une part, les conséquences des événements passés (l'historique du prix de l'actif en question et celui des autres variables affectant le prix de cet actif) ; d'autre part les anticipations, à la date présente, des événements futurs. Il s'ensuit que les variations des prix ne peuvent être dues qu'à l'apparition d'événements non-anticipés. Les variations successives du prix sont donc aléatoires. Le prix observé fluctue alors de façon *aléatoire* autour de la valeur fondamentale<sup>27</sup>. Il suit par conséquent une marche aléatoire. La série des prix  $P_t$  suit une marche aléatoire si elle satisfait l'équation suivante :

$$P_t = P_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Avec  $P_t$  le prix de l'actif en période  $t$ ,  $P_{t-1}$  le prix de l'actif en période  $t-1$ ,  $\varepsilon_t$  le terme stochastique répondant à un processus du bruit blanc avec moyenne nulle, variance constante et absence d'autocorrélation ( $E(\varepsilon_t) = 0$ ,  $V(\varepsilon_t) = \sigma^2$  et  $\text{cov}(\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_t) = 0$ ).

On peut en déduire que :

$$P_t - P_{t-1} = \varepsilon_t \quad (2)$$

L'équation (2) signifie alors que les variations successives des cours (les rentabilités,  $R_t$ ) doivent suivre un processus de bruit blanc. Ceci correspond à la définition de la forme faible de l'efficience informationnelle. Selon laquelle, les variations successives des cours (les rentabilités) sont imprévisibles (puisque tous les événements connus et anticipés sont déjà reflétés dans le cours actuel). Ceci est interprété par l'absence d'autocorrélation des rentabilités. Il est alors impossible de prévoir les rentabilités futures à partir des rentabilités passées.

---

<sup>26</sup> La CPR Or organise un fixing tous les jours ouvrables à 13h ainsi qu'une cotation en continu de gré à gré durant toute la journée de 9h à 17h. Pour plus d'informations, cf. site Internet de CPR Or, <http://www.cpordevises.com>.

<sup>27</sup> Les lecteurs intéressés peuvent trouver une présentation détaillée de la valeur fondamentale d'un actif financier dans Lardic et Mignon (2006, page 15). Brièvement, elle est la valeur actualisée des flux des revenus futurs liés à l'actif financier en question.

Les principes des tests de la forme faible de l'efficience informationnelle peuvent être alors résumés en deux points suivants :

- 1- Les cours suivent une marche aléatoire (équation 1) ;
- 2- Les variations successives des cours répondent à un processus de bruit blanc (équation 2).

Les tests économétriques vérifiant ces deux conditions sont nombreux. Dans le cadre de cette étude, les tests suivants sont utilisés.

- Test de racine unitaire des séries du prix : Test de *Dickey-Fuller* ;
- Tests de bruit blanc des variations successives du prix (ou des rentabilités) : Test d'autocorrélation (*Ljung-Box*) et test d'hétéroscédasticité conditionnelle (effet *ARCH*).

Il est cependant très important de remarquer que la marche aléatoire et l'efficience informationnelle n'est pas une équivalence. L'hypothèse de marche aléatoire repose sur la théorie de l'efficience. Mais théoriquement, la définition du marché efficient n'implique pas directement que les cours doivent suivre une marche aléatoire. Et si les cours ne suivent pas une marche aléatoire, ceci n'entraîne pas directement l'inefficience informationnelle du marché. Ceci est lié à la relation indirecte entre l'efficience informationnelle et la marche aléatoire passant par un modèle de formation du prix. Rappelons que l'hypothèse de l'efficience informationnelle des marchés financiers n'est pas directement testable.

#### 4.2. L'HYPOTHESE DE L'EFFICIENCE INFORMATIONNELLE ET LE MODELE DE MARTINGALE

Le modèle de martingale est moins restrictif que celui de la marche aléatoire au sens où aucune condition sur l'autocorrélation des rentabilités n'est imposée.

$P_t$ , le prix observé de l'actif financier, suit une martingale si

$$E[P_{t+1} / I_t] = P_t$$

stipulant que la meilleure prévision en  $t+1$ , sachant l'ensemble d'informations en  $t$ ,  $I_t$ , est le prix en  $t$ ,  $P_t$ .

On peut encore écrire :

$$E[(P_{t+1} - P_t) / I_t] = 0$$

Cette définition implique que l'on ne peut s'attendre à une rentabilité qui soit supérieure à la rentabilité de marché dans le sens où l'espérance conditionnelle des variations de prix est nulle. En revanche, le modèle de martingale ne suppose pas que la vraie distribution de  $(P_{t+1} - P_t)$  est indépendante (aucune condition sur la variance et la covariance). En d'autres termes, la martingale n'interdit pas la dépendance des variations successives du prix, contrairement au modèle de la marche aléatoire.

Une des conditions nécessaires (et suffisantes) à la validité du modèle de martingale est la neutralité vis-à-vis du risque (Lardic et Mignon, 2006). En effet, la neutralité vis-à-vis du risque a pour conséquence que les agents ne s'intéressent qu'au premier moment de la distribution des rentabilités (espérance), et non pas au moment d'ordre deux (variance). De ce fait, ils ne peuvent rien tirer d'une éventuelle corrélation sérielle dans les rentabilités. Pour cette raison, le modèle de martingale est apparu plus adapté comme représentation de l'hypothèse d'efficience que le modèle de marche aléatoire.

En effet, selon le modèle de marche aléatoire, les prix fluctuent aléatoirement autour de la valeur fondamentale. Il est donc possible d'acheter (respectivement vendre) les titres dont les prix sont inférieurs (respectivement supérieurs) à la valeur fondamentale. En revanche selon le modèle de martingale, les prix sont toujours égaux à la valeur fondamentale. Il est donc bien évident que l'on ne peut espérer tirer un profit en spéculant sur une différence entre les deux.

En 1978, Jensen propose une nouvelle définition de l'efficience : « *Un marché est efficient conditionnellement à un ensemble d'informations  $I_t$  s'il est impossible de réaliser des profits économiques en spéculant sur la base de l'ensemble d'informations  $I_t$*  ». Les rentabilités peuvent être (faiblement) dépendantes, mais il est impossible de spéculer sur cette dépendance pour générer des profits anormaux. Nous retrouvons ici deux points évoqués par Malkiel (2003) (cf. Section 1).

Le test réalisé sur le modèle MEDAF permet de vérifier cette dernière condition. Le modèle MEDAF<sup>28</sup> est présenté comme suit :

$$R_g - R_f = \alpha + (R_M - R_f) * \beta_g + \varepsilon_g$$

Avec  $R_g$ ,  $R_f$ ,  $R_M$  sont respectivement les rentabilités de l'or, de l'actif sans risque et du portefeuille de marché.  $\beta_g$  mesure le risque systématique de l'actif d'or, c'est-à-dire le risque lié au marché. Si  $\beta_g > 1$ , l'actif d'or est plus risqué que le marché, son évolution amplifie celle de marché. Si  $\beta_g < 1$ , l'actif d'or est moins risqué que le marché, il atténue la volatilité du marché. Si  $\beta_g = 1$ , l'actif d'or évolue dans le même rythme que le marché.  $\varepsilon_g$  est l'erreur stochastique de l'estimation du modèle.

La valeur qui permet de faire le lien avec la condition « d'impossibilité de réaliser des profits anormaux » est  $\alpha$ . Elle représente l'excès de la rentabilité de l'actif or par rapport à la rémunération du risque pris. Une  $\alpha$  *significativement* positive signifie que le placement en or permet de réaliser un profit anormal. Ceci ne respecte donc pas le modèle de martingale et donc pas l'hypothèse de

---

<sup>28</sup> Cette version du modèle MEDAF a été présentée par Jensen en 1968. Pour plus de détails sur le modèle MEDAF, cf. Fama & French (2004). Ce modèle a été utilisé dans plusieurs études de l'efficience informationnelle de la forme faible (notamment Tchoegl, 1981 ; Aggarwal et Soenen, 1988 ; Papaioannou, 1984).

l'efficience informationnelle. Il revient alors à tester la significativité de  $\alpha$ . Les hypothèses du test sont les suivantes :

$$\begin{cases} H_0 : \alpha = 0 \\ H_1 : \alpha \neq 0 \end{cases}$$

Le test de *Student* peut être utilisé. Ce test ainsi que le modèle MEDAF sont réalisés par le logiciel SAS. Si l'hypothèse nulle est rejetée et la valeur estimée de  $\alpha$  est positive, on peut dire que la condition de la martingale n'est pas respectée. L'hypothèse du marché efficient ne peut donc pas être acceptée. Inversement, quand l'hypothèse nulle est rejetée et que la valeur estimée de  $\alpha$  est négative ou quand l'hypothèse nulle n'est pas rejetée, l'actif or ne permet pas de réaliser de profit anormal. Ceci correspond alors au principe de l'efficience informationnelle.

## 5. LES MARCHES DE L'OR SONT-ILS INFORMATIONNELLEMENT EFFICIENTS ?

Afin de tenir compte de l'évolution *en continu* du prix et de ses variations successives, les tests économétriques sont effectués sur les séries logarithmiques :  $\ln(P_t)$  et

$$\ln(R_t) = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}) = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \text{ avec } \ln(R_t) \text{ la rentabilité logarithmique.}$$

Avant de procéder aux tests cités dans la section précédente, une étude des statistiques descriptives permet de mieux décrire les caractéristiques des marchés de l'or à Paris et à Londres.

### 5.1. ETUDE DES STATISTIQUES DESCRIPTIVES DES MARCHES DE L'OR A PARIS ET A LONDRES, 1948-2008

Les résultats présentés dans le **Tableau 2** ci-dessous fournissent plusieurs renseignements importants. Les séries des rentabilités mensuelles n'ont pas une distribution normale quelle que soit la période étudiée (résultats des tests de normalité de *Jarque-Bera* et de *Kolmogorov-Smirnov*). Les **graphiques 3 et 4** montrent que la distribution réelle (la courbe épaisse) s'éloigne effectivement de celle d'une loi normale de mêmes paramètres (la courbe fine).

Cette non-normalité peut être aperçue également par le moment d'ordre 3 de la distribution : la skewness. Phénomène inhabituel des actifs financiers, la distribution est asymétrique à droite dans sept cas sur neuf (soit une skewness significativement positive). Ce qui veut dire que sur la période étudiée : Il y a plus de rentabilités supérieures à la moyenne que celles inférieures à la moyenne (sauf le cas de la pièce Napoléon en sous-période 1 et de l'once d'or à Londres en sous-période 2 et 4).

Quant à la kurtosis, le moment d'ordre 4 de la distribution, toutes les séries ont un excès de kurtosis par rapport à 3 significativement positif. Ce qui signifie une queue de distribution plus épaisse qu'une loi normale (voir **graphiques 3 et 4**). Financièrement parlant pour les actifs or, il y a un risque d'avoir des mouvements importants des cours soit à la hausse soit à la baisse. Les

graphiques 1 et 2 montrent des « valeurs extrêmes » des rentabilités des actifs or se trouvant sur les queues de distribution (à droite ou à gauche).

**Tableau 2 : Statistiques descriptives des séries des rentabilités mensuelles des actifs d'or à Paris et à Londres, 1948-2008**

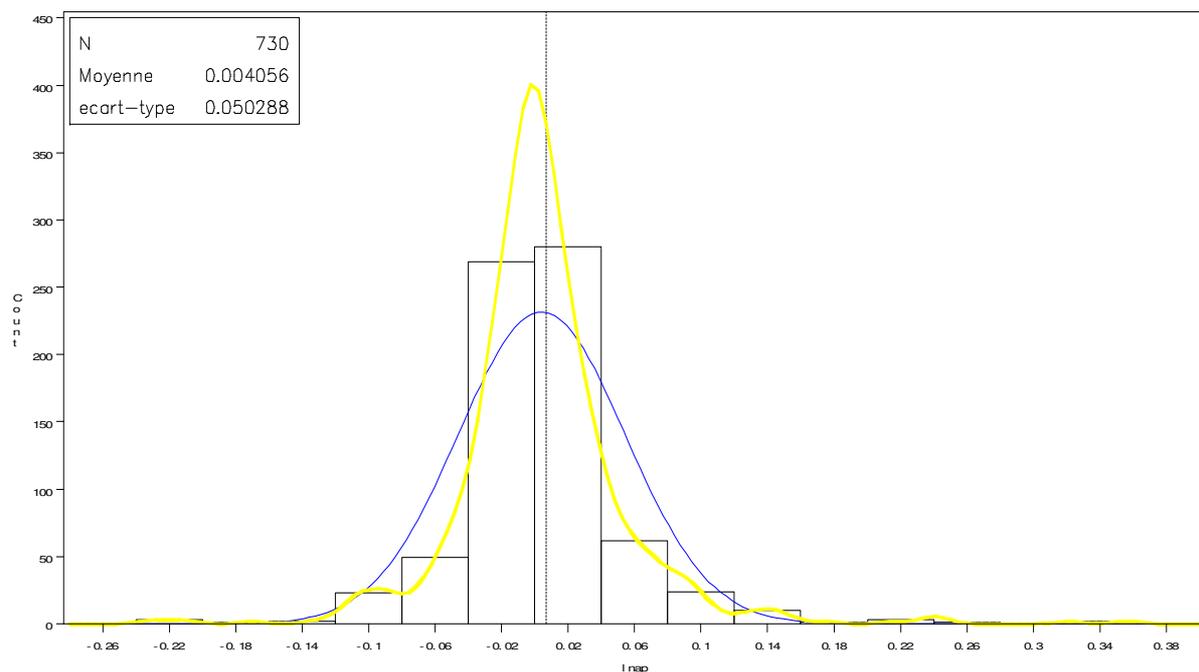
	Moyenne	Ecart-type	Skewness	Excès de Kurtosis	JB	K-S
<b>Période totale</b>						
Paris – Napoléon (de 02/1948 à 12/2008)	4,87% **	17,42%	1,08 *	9,04 *	2645,41 *	0,12 *
Londres - PM Fixing (de 09/1971 à 12/2008)	8,13% **	20,51%	0,47 *	3,92 *	316,34 *	0,08 *
<b>Sous-période 1 : de février 1948 à août 1971</b>						
Paris - Napoléon	1,66%	14,12%	-0,15	6,71 *	530,56 *	0,13 *
<b>Sous-période 2 : de septembre 1971 à septembre 1981</b>						
Paris - Napoléon	27,37% *	25,06%	1,27 *	4,43 *	130,39 *	0,11 *
Londres - PM Fixing	23,09% **	29,23%	0,27	1,69 *	15,71 *	0,08 *
<b>Sous-période 3 : d'octobre 1981 à juillet 2004</b>						
Paris - Napoléon	-2,90%	12,77%	0,63 *	2,01 *	64,13 *	0,09 *
Londres - PM Fixing	-0,38%	15,11%	0,30 **	3,40 *	135,40 *	0,06 *
<b>Sous-période 4 : d'août 2004 à décembre 2008</b>						
Paris - Napoléon	15,85%	25,05%	0,99 **	7,42 *	126,29 *	0,17 *
Londres - PM Fixing	17,79%	19,49%	-0,86 **	2,28 *	20,92 *	0,07 *

*Note* : Les valeurs statistiques sont calculées sur les rentabilités logarithmiques mensuelles. Pour une meilleure compréhension, la rentabilité moyenne et l'écart-type sont annualisés et exprimés en pourcentage. Moyenne annualisée = moyenne mensuelle\*12, écart-type annualisé = écart-type mensuel\* $\sqrt{12}$ . Pour les moments statistiques, \*\*\* : la valeur est significativement différente de 0 à 1% ; \*\* : à 5% ; \* : à 10% (les tests de significativité sont réalisés par RATs). JB : Jarque-Bera (réalisé par RATs) et KS : Kolmogorov-Smirnov (réalisé par SAS) sont les tests de normalité de la distribution. Pour ces deux tests, \*\*\* : l'hypothèse de normalité est rejetée à un seuil de significativité de 1% ; \*\* : à 5% ; \* : à 10%.

Par ailleurs, les valeurs de la skewness et de l'excès de kurtosis sont plus importantes à Paris qu'à Londres. Ceci signifie que la distribution des rentabilités de l'or coté à Paris est plus éloignée de la loi normale que celle de Londres.

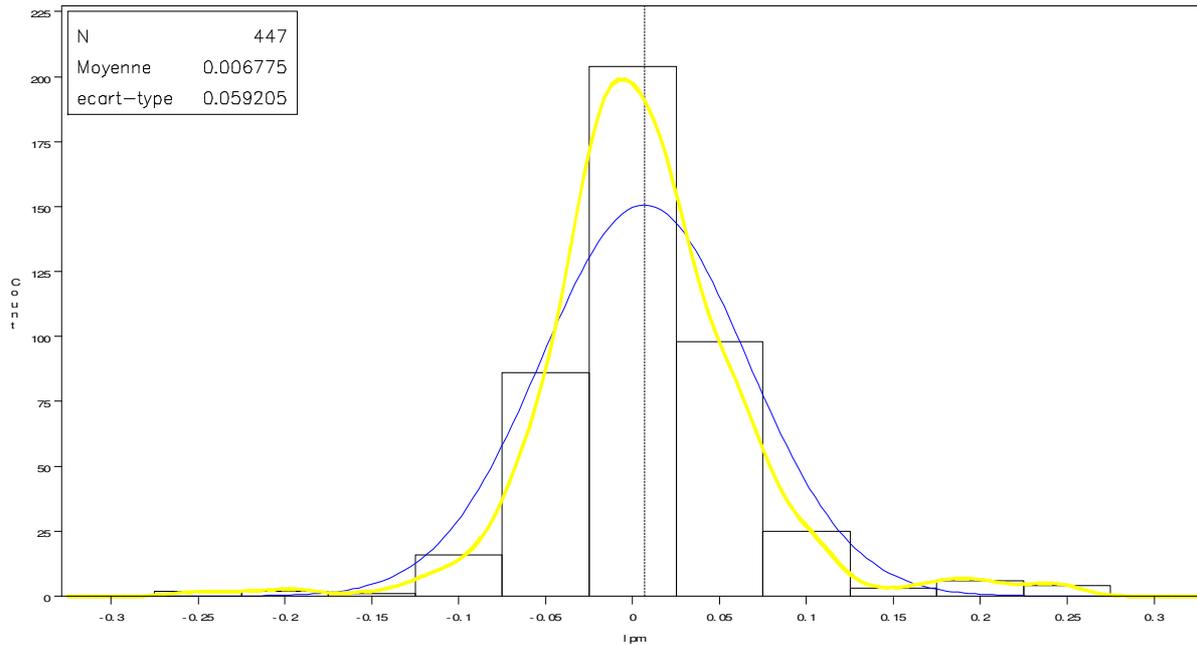
La comparaison des résultats des placements or à Paris et à Londres indique que les placements or à Londres sont plus rentables que ceux à Paris (sauf dans la deuxième sous-période, de 1971 à 1981) avec en échange un niveau d'écart-type plus important. La période où l'or était très rentable sur les deux marchés est de 1971 à 1981 (**27%/an** pour la pièce Napoléon et **23%/an** pour l'once d'or à Londres). Inversement, la sous-période 3 (de 1981 à 2004) est plus mauvaise avec des rentabilités moyennes négatives. La sous-période 4 (de 2004 à 2008) marque la remontée des résultats des placements en or.

**Graphique 3 : La forme de la distribution des rentabilités mensuelles de la pièce napoléon cotée à Paris, 1948-2008**



*Note : Ce graphique est réalisé avec le logiciel SAS. La courbe épaisse représente la distribution effective. La courbe fine représente la distribution d'une loi normale de mêmes paramètres.*

**Graphique 4 : La forme de la distribution des rentabilités mensuelles de l'once d'or cotée à Londres (fixing de l'après-midi), 1971-2008**



*Note : Ce graphique est réalisé avec le logiciel SAS. La courbe épaisse représente la distribution effective. La courbe fine représente la distribution d'une loi normale de mêmes paramètres.*

**5.2. LES VARIATIONS SUCCESSIVES DU PRIX DE L'OR REPENDENT-ELLES A UN PROCESSUS DE BRUIT BLANC ?**

Cette question concerne les tests vérifiant la condition que les variations successives des prix répondent à un processus de bruit blanc. Le test le *Ljung-Box* permet de vérifier la condition d'absence d'autocorrélation. Le test d'effet *ARCH (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity)* permet de vérifier la condition que la variance conditionnelle soit indépendante du temps. Ces deux tests sont effectués sur les séries des variations successives des prix en logarithme (ou les rentabilités logarithmiques).

**5.2.1. Une autocorrélation d'ordre 1**

Le coefficient d'autocorrélation d'ordre *k* de la série des rentabilités *R<sub>t</sub>* (les rentabilités logarithmiques dans ce cas) est calculé comme suit :

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \frac{\text{cov}(R_t, R_{t-k})}{\text{Var}(R_t)} = \frac{\frac{1}{T-k} \sum_{t=1}^{T-k} (R_t - \bar{R})(R_{t-k} - \bar{R})}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (R_t - \bar{R})^2}$$

Avec  $\rho_k$  : le coefficient d'autocorrélation d'ordre *k* de la série *R<sub>t</sub>* .

*R<sub>t</sub>, R<sub>t-k</sub>* : valeurs de *R* au temps *t* et *t - k*.

$\gamma_k$  et  $\gamma_0$  : sont respectivement la fonction de covariance de *R<sub>t</sub>* d'ordre *k* et d'ordre 0 avec  $\gamma_0 = \text{Var}(R_t)$  ,

*T* la taille de l'échantillon

$$\bar{R} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T R_t$$

Le test de *Ljung-Box* vérifie les hypothèses suivantes :

$$\begin{cases} H_0 : \hat{\rho}_k = 0 \\ H_1 : \hat{\rho}_k \neq 0 \end{cases} \forall k \leq K$$

Avec  $\hat{\rho}_k$  l'estimateur du coefficient d'autocorrélation  $\rho_k$  et  $K$  l'ordre d'autocorrélation maximal calculé.

La statistique du test est définie par l'équation suivante :

$$Q_k = T(T+2) \sum_{k=1}^K \frac{\hat{\rho}_k^2}{T-K} \xrightarrow[T \rightarrow \infty]{L} \chi^2(K)$$

Avec  $\chi^2(K)$  la loi de khi-deux à  $K$  degrés de liberté.

Si  $H_0$  n'est pas rejetée, la série des rentabilités n'est pas autocorrélée d'ordre  $k$ . Dans le cas contraire, on accepte l'existence d'autocorrélation d'ordre  $k$ .

Ce test est appliqué sur les séries des rentabilités mensuelles logarithmiques de la pièce Napoléon cotée à Paris et de l'once d'or cotée à Londres sur la période de 1948 à 2008. Le **Tableau 3** présente les résultats obtenus avec le logiciel *RATs*. Les coefficients d'autocorrélation d'ordres 1 à 6 sont présentés. Le nombre d'étoiles indique le seuil de la significativité du test de *Ljung-Box*.

**Tableau 3 : L'autocorrélation des rentabilités mensuelles de l'or à Paris et à Londres, 1948-2008 (en %)**

	Ordre 1	LB	Ordre 2	Ordre 3	Ordre 4	Ordre 5	Ordre 6	LB
<b>Période totale</b>								
Paris - Napoléon (de 02/1948 à 12/2008)	8,53%	**	1,41%	4,78%	2,66%	0,62%	-0,55%	
Londres - PM Fixing (de 09/1971 à 12/2008)	6,37%		-0,28%	1,68%	6,97%	3,00%	-12,41%	**
<b>Sous-période 1 : de février 1948 à août 1971</b>								
Paris - Napoléon	18,71%	***	2,49%	2,52%	-8,69%	-4,60%	-5,60%	
<b>Sous-période 2 : de septembre 1971 à septembre 1981</b>								
Paris - Napoléon	24,28%	***	3,95%	-4,77%	-0,22%	-3,20%	5,77%	
Londres - PM Fixing	16,33%	**	-0,57%	-6,38%	5,97%	3,26%	-19,61%	
<b>Sous-période 3 : d'octobre 1981 à juillet 2004</b>								
Paris - Napoléon	-15,22%	**	-8,65%	6,87%	-8,85%	5,23%	-9,31%	
Londres - PM Fixing	-12,70%	**	-7,26%	4,77%	2,31%	-2,90%	-11,54%	**

**Sous-période 4 : d'août 2004 à décembre 2008**

Paris - Napoléon	-39,74% ***	0,79%	3,34%	10,16%	-8,52%	-14,14%
Londres - PM Fixing	-7,83%	4,36%	12,99%	10,29%	-5,01%	-5,81%

*Note* : LB : Ljung-Box. \*\*\* : l'hypothèse que l'autocorrélation d'ordre  $k$  est nulle est rejetée à un seuil de significativité de 1% ; \*\* : 5% ; \* : 10%

La situation française est claire : il y a une autocorrélation permanente d'ordre 1 quelle que soit la période étudiée. Cette autocorrélation est d'une valeur élevée : de **24%** (de 1971 à 1981) et de **-39%** (de 2004 à 2008). Il est probable que cette autocorrélation soit le reflet d'un nombre de transactions insuffisant, malgré la popularité apparente de la pièce Napoléon. Ceci est lié au fait que le marché de l'or en France est fermé aux investisseurs étrangers. Ceci limite évidemment le nombre d'opérateurs intervenant sur le marché parisien par rapport à celui sur le marché londonien.

Le résultat le plus intéressant est la hausse de l'autocorrélation entre la troisième sous-période (de 1981 à 2004) et la quatrième (de 2004 à 2008) : **-15% versus -39%** ; ainsi que l'augmentation de la significativité de la mesure : **5% versus 1%**. Cela signifie deux choses. D'une part, il n'y a pas de changement structurel dans le comportement du marché quand le marché « réglementé » est devenu un marché « de gré à gré » (il y a toujours une autocorrélation négative d'ordre 1). D'autre part, les caractéristiques du second coefficient (la significativité) indiquent que dans ses activités de « pricing », la CPR Or utilise comme indicateur les cours précédents.

La situation londonienne semble plus mitigée. L'autocorrélation d'ordre 1 n'apparaît que durant les deux périodes de 1971 à 1981 et de 1981 à 2004. Elle disparaît sur la période totale constituée de ces deux sous-périodes et de la petite période de 2004 à 2008. Une curieuse autocorrélation d'ordre 6 (c'est-à-dire 6 mois plus tôt) apparaît sur la période totale et sur la période de 1981 à 2004. Elle nous semble sans signification. En première analyse, l'hypothèse d'un marché londonien efficient semble acceptable. Ce qui paraît logique en raison du grand nombre d'opérateurs et de transactions en provenance du monde entier.

**5.2.2. Existence d'hétéroscédasticité conditionnelle – Effet ARCH**

Dans les études plus récentes de l'efficiences informationnelles de la forme faible, plusieurs auteurs ont introduit le test de l'effet ARCH en le considérant comme le test de *quasi-marche aléatoire* (Gillet P., 2006). L'hypothèse de marche aléatoire ne peut pas être entièrement acceptée si la variance conditionnelle<sup>29</sup> des rentabilités demeure dépendante. Ainsi, Alexander (1992) a pris l'initiative d'utiliser le test d'effet ARCH pour vérifier l'efficiences informationnelles de la forme faible.

<sup>29</sup> La variance conditionnelle de la variable  $R_t$  sachant l'ensemble des informations disponibles en  $t-1$ ,  $I_{t-1}$ , est définie par  $Var(R_t / I_{t-1}) = E(R_t^2 / I_{t-1}) - (E(R_t / I_{t-1}))^2$ .

L'effet *ARCH* peut être défini par l'existence d'une dépendance de la *variance conditionnelle* dans le temps. L'existence de cet effet dans les séries des rentabilités signifie qu'il est possible de prévoir la volatilité future (écart-type) à partir de sa valeur passée. Ce qui ne justifie pas l'hypothèse de marche aléatoire.

On considère le modèle AR(1) (**A**uto**R**égressif) des séries des rentabilités comme suit :

$$R_t = \beta * R_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Avec  $R_t$  la série des rentabilités et  $\beta$  le coefficient du modèle AR(1).

Le principe de test de l'effet *ARCH* est de tester si les résidus carrés ( $\varepsilon_t^2$ ) sont autocorrélés. Si les résidus  $\varepsilon_t^2$  sont autocorrélés, la variance conditionnelle de  $R_t$  est également autocorrélée. Il existe alors un effet *ARCH* dans la série  $R_t$ .

Si l'effet *ARCH* existait, le modèle simple *ARCH*(1) est présenté comme suit :

$$\begin{aligned} \varepsilon_t &= z_t \sqrt{h_t} \\ h_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 \end{aligned}$$

Un modèle de *GARCH*(1,1) est présenté comme suit :

$$\begin{aligned} \varepsilon_t &= z_t \sqrt{h_t} \\ h_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \end{aligned}$$

où  $z_t$  désigne un bruit blanc faible<sup>30</sup> tel que  $E(z_t) = 0$  et  $Var(z_t) = \sigma_z^2$ .

$h_t$  est la variance conditionnelle de la variable  $R_t$  qui dépend de  $\varepsilon_{t-1}$  dans le modèle

*ARCH*(1) et de  $\varepsilon_{t-1}$ ,  $h_{t-1}$  dans le modèle *GARCH*(1,1)

$\varepsilon_t$  est le résidu dans le modèle initial de  $R_t$  (équation (3))

$\alpha_0 > 0$ ,  $\alpha_1 \geq 0$  et  $\beta_1 \geq 0$

Les deux principaux tests d'effet *ARCH* sont les suivants :

1. Tests d'autocorrélation sur les carrés  $\varepsilon_t^2$  : application des statistiques usuelles du type Qstat (Box Pierce, Ljung Box...)<sup>31</sup>
2. Tests LM (Lagrange Multiplicateur) d'absence d'autocorrélation sur  $\varepsilon_t^2$

La série de  $\varepsilon_t^2$  est écrite sous la forme suivante :

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \beta_0 + \beta_1^2 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \dots + \beta_{t-K}^2 \hat{\varepsilon}_{t-K}^2 + \mu_t$$

<sup>30</sup> Un bruit blanc faible signifie qu'il n'y a que des conditions sur les deux premiers moments de la distribution.

<sup>31</sup> cf. section 5.2.1

où  $\hat{\varepsilon}_{t-j}^2$  désigne le résidu estimé au carré du modèle (3). Pour tester l'effet ARCH, les hypothèses suivantes sont examinées :

$$\begin{cases} H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0 \\ H_1 : \beta_i \neq 0 \forall i \in [1, k] \end{cases}$$

La statistique<sup>32</sup>  $LM_j$  du test multiplicateur de Lagrange admet la loi de  $\chi^2(K)$  sous  $H_0$  et quand  $T \rightarrow \infty$ .

Si  $H_0$  n'est pas rejetée, alors la série  $\hat{\varepsilon}_t^2$  n'est pas autocorrélée. Il n'y a donc pas d'effet ARCH dans la série  $R_t$ . Si  $H_0$  est rejetée, il y a un effet ARCH dans la série de  $R_t$  soit la variance conditionnelle de la série est dépendante du temps.

Les résultats de ces tests appliqués sur les rentabilités mensuelles logarithmiques des actifs or cotés à Paris et à Londres sont présentés dans le **Tableau 4**.

**Tableau 4 : L'effet ARCH dans les séries des rentabilités mensuelles de l'or coté à Paris et à Londres, 1948-2008**

Actifs	Ordre q	Qstat	Effet ARCH
<b>Période totale</b>			
Paris – Napoléon (de 02/1948 à 12/2008)	12	85***	oui***
Londres - PM Fixing (de 09/1971 à 12/2008)	12	131***	oui***
<b>Sous-période 1 : de février 1948 à août 1971</b>			
Paris - Napoléon	12	57***	oui***
<b>Sous-période 2 : de septembre 1971 à septembre 1981</b>			
Paris - Napoléon	0		non
Londres - PM Fixing	12	20*	oui*
<b>Sous-période 3 : d'octobre 1981 à juillet 2004</b>			
Paris - Napoléon	0		non
Londres - PM Fixing	12	36***	oui***
<b>Sous-période 4 : d'août 2004 à décembre 2008</b>			
Paris - Napoléon	5	9*	oui*
Londres - PM Fixing	0		non

*Note* : Ordre q présente l'ordre d'autocorrélation de la série des résidus au carré  $\varepsilon_t^2$  (le nombre de retards dans l'équation de la variance conditionnelle). Qstat est la statistique du test de Ljung-Box (le principe est expliqué dans la section 5.2.1). \*\*\* : l'hypothèse que l'autocorrélation d'ordre q de  $\varepsilon_t^2$  est nulle est rejetée à un seuil de significativité de 1% ; \*\* : à 5% ; \* : à 10%. Oui : l'effet ARCH existe ; non : il n'y a pas d'effet ARCH.

<sup>32</sup> Les valeurs des statistiques des deux tests présentés (Qstat et LM) sont obtenues avec le logiciel SAS.

Dans la plupart des cas, les séries des rentabilités ont un effet de type *ARCH*. Ce qui signifie que les variances conditionnelles des séries des rentabilités sont dépendantes du temps. Ainsi, elle est prévisible. En d'autres termes, les séries de rentabilités sont hétéroscédastiques, impliquant qu'elles ne sont pas *iid* (identiquement et indépendamment distribuées). Ceci ne respecte pas la condition que les rentabilités suivent un bruit blanc.

En revanche, ce n'est pas le cas pour la pièce Napoléon sur les sous-périodes 2 et 3 (de 1971 à 1981 et de 1982 à 2004) et de l'once d'or à Londres sur la sous-période 4 (de 2004 à 2008). Ce qui signifie que la variance conditionnelle des rentabilités de ces actifs n'est pas prévisible durant ces périodes.

### 5.3. LES PRIX DE L'OR SUIVENT-ILS UNE MARCHE ALEATOIRE ?

Afin de tester l'hypothèse de marche aléatoire, le test paramétrique (*Augmented Dickey-Fuller, 1981*) est utilisé. Les détails de ce test ainsi que les résultats trouvés sont présentés ci-après.

Le test de racine unitaire de *Dickey-Fuller (DF)*, ou le test de stationnarité, est effectué sur les *prix* de l'or (en *logarithme*) à Paris et à Londres.

En général, le principe du test de *DF* est comme suit. Le prix<sup>33</sup>  $P_t$  est présenté sous la forme d'un processus *AR(1)* (**A**uto**R**égressif) suivant :

$$P_t = \phi P_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Avec  $\varepsilon_t$  un bruit blanc.

La stationnarité de  $P_t$  dépend de la valeur de  $\phi$ . Si  $\phi < 1$ , il est alors stationnaire<sup>34</sup>. Si  $\phi = 1$ , l'équation (4) a une racine unitaire<sup>35</sup> ou  $P_t$  est intégré d'ordre 1. C'est-à-dire qu'il devient stationnaire quand on le différencie une fois<sup>36</sup>. Si  $\phi > 1$ , la série est explosive, elle ne retourne pas vers sa moyenne.

Le but du test de *DF* est de vérifier si ce  $\phi$  est égal à 1. Alors *DF* ont proposé initialement une équation suivante (à partir de l'équation (4)) :

$$P_t = \phi P_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Leftrightarrow P_t - P_{t-1} = \phi P_t - P_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Leftrightarrow P_t - P_{t-1} = (\phi - 1)P_{t-1} + \varepsilon_t$$

<sup>33</sup> Pour simplifier la présentation,  $P_t$  peut être compris par  $\ln(P_t)$  dans le cadre de cette section.

<sup>34</sup> Elle a une tendance permanente à retourner vers la moyenne et à la croiser sans cesse.

<sup>35</sup> La série, présentée par l'équation (4), a la forme d'une marche aléatoire quand  $\phi = 1$ .

<sup>36</sup> Dans ce cas  $P_t - P_{t-1} = \Delta P_t = \varepsilon_t$  qui est un bruit blanc. La différence d'ordre 1 de la série  $P_t$  est donc une série stationnaire.

$$\Leftrightarrow \Delta P_t = bP_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

avec  $b = \phi - 1$

Le test de  $\phi = 1$  est équivalent à celui d'hypothèses suivantes :  $\begin{cases} H_0 : b = 0 \\ H_1 : b < 0 \end{cases}$

Si  $H_0$  est accepté, c'est-à-dire  $b = 0$  équivalent à  $\phi = 1$ , alors  $P_t$  a une racine unitaire et n'est pas stationnaire mais intégré d'ordre 1. Si on rejette  $H_0$ , ou bien  $H_1$  est accepté, c'est équivalent à  $\phi < 1$  ;  $P_t$  est alors stationnaire au sens faible<sup>37</sup>.

Dans la plupart des séries financières,  $\varepsilon_t$  n'est pas un bruit blanc. Dans un tel cas, les résidus de l'équation (5) sont autocorrélés, ce qui signifie qu'on doit se procéder à un processus d'AR(p) de la série de  $\Delta P_t$ . DF proposent alors une solution paramétrique qui consiste à ajouter dans le membre de droite de l'équation (5) des valeurs retardées de la variable expliquée  $\Delta P_t$ . Il faut un nombre de valeurs retardées nécessaires pour que les résidus  $\varepsilon_t^2$  deviennent un bruit blanc. L'équation du test

d'Augmented Dickey-Fuller (ADF) est la suivante :  $\Delta P_t = bP_{t-1} + \sum_{i=1}^q \phi_i \Delta P_{t-i} + \varepsilon_t$   
(6)

Dans l'équation de DF ou d'ADF, il y a trois possibilités :

- 1- Sans constante ;
- 2- Avec constante ;
- 3- Avec constante et avec un trend temporel<sup>38</sup>  $t$ .

Elles prennent les formes suivantes :

<b>DF</b>	<b>ADF</b>
1-Sans constante : $\Delta P_t = bP_{t-1} + \varepsilon_t$	$\Delta P_t = bP_{t-1} + \sum_{i=1}^q \phi_i \Delta P_{t-i} + \varepsilon_t$
2-Avec constante : $\Delta P_t = \alpha + bP_{t-1} + \varepsilon_t$	$\Delta P_t = \alpha + bP_{t-1} + \sum_{i=1}^q \phi_i \Delta P_{t-i} + \varepsilon_t$
3-Constante+Trend : $\Delta P_t = \alpha + \beta * t + bP_{t-1} + \varepsilon_t$	$\Delta P_t = \alpha + \beta * t + bP_{t-1} + \sum_{i=1}^q \phi_i \Delta P_{t-i} + \varepsilon_t$

<sup>37</sup> La stationnarité au sens faible est équivalente à la stationnarité d'ordre 2 : Les deux premiers moments de la distribution, la moyenne et la variance, sont indépendants du temps.

<sup>38</sup> Quand ces termes sont ajoutés, le principe du test reste le même.

Le nombre de retards  $q$  est déterminé par l'ordre d'autocorrélation de la série des résidus  $\varepsilon_t$  de l'équation (5). La détermination de la valeur de  $q$  ainsi que le test d'*ADF* à un seuil de significativité de 5% sont réalisés avec le logiciel *RATS*<sup>39</sup>.

L'hypothèse de l'efficience informationnelle exige que les prix (ou le logarithme des prix dans ce cas) suivent une marche aléatoire. Ils ont donc une racine unitaire ( $b=0$  ou  $\phi=1$ ) avec le nombre de retards  $q$  à ajouter égal à 0 (cf. équation (4)). Ainsi, les résultats présentés dans le **Tableau 5** donnent les résultats concernant la valeur de  $q$  et la réponse sur l'hypothèse de la racine unitaire.

L'interprétation des résultats présentés dans le **Tableau 5** conduit à la conclusion suivante : le non-rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire ( $b=0$  ou  $\phi=1$ ) est accompagné par un nombre important de retards  $q$  à ajouter. Ceci rend l'hypothèse que les prix suivent une *marche aléatoire* non-acceptable.

**Tableau 5 : Tests de racine unitaire des prix (en logarithme) de l'or à Paris et à Londres, 1948-2008**

Actifs	Qmax	b	Racine unitaire (b=0)
<b>Période totale</b>			
<b>Paris - Napoléon</b> (de 02/1948 à 12/2008)			
Sans constante	14	0,0004	oui
Avec constante	14	-0,001	oui
Constante+Trend	14	-0,006***	<b>non*</b>
<b>Londres - Fixing PM</b> (de 09/1971 à 12/2008)			
Sans constante	19	0,0005	oui
Avec constante	19	-0,01**	<b>non**</b>
Avec Trend (sans constante)	19	-0,02***	<b>non***</b>
<b>Sous-période 1 : de février 1948 à août 1971</b>			
<b>Paris - Napoléon</b>			
Sans constante	18	0,0003	oui
Avec constante	18	-0,007	oui
Avec Trend (sans constante)	18	0,033	<b>non**</b>
<b>Sous-période 2 : de septembre 1971 à septembre 1981</b>			
<b>Paris - Napoléon</b>			
Sans constante	14	0,002	oui
Avec constante	14	-0,014	oui
Avec Trend (sans constante)	10	-0,076	<b>non***</b>
<b>Londres - Fixing PM</b>			
Sans constante	11	0,0001	oui
<b>Sous-période 3 : d'octobre 1981 à juillet 2004</b>			
<b>Paris - Napoléon</b>			
Sans constante	2	-0,0005	oui
Avec Trend (sans constante)	2	-0,027	oui

<sup>39</sup> Le programme du test d'*ADF* réalisé avec le logiciel *RATs* est disponible auprès de l'auteur.

<b>Londres - Fixing PM</b>			
Sans constante	1	-0,00006	oui
Avec Trend (sans constante)	1	-0,0466	non**
<b>Sous-période 4 : d'août 2004 à décembre 2008</b>			
<b>Paris - Napoléon</b>			
Sans constante	10	0,005	non*
Avec Trend (sans constante)	11	-0,81	non***
<b>Londres - Fixing PM</b>			
Sans constante	9	0,005	non***
Avec Trend (sans constante)	0	-0,233	non**

*Note* : Le test d'ADF est effectué sur les séries des prix mensuels en logarithme.  $Q_{max}$  est déterminé par l'ordre d'autocorrélation de  $\varepsilon_t$  de l'équation (5).  $b$  est le coefficient estimé de l'équation (5). L'hypothèse nulle ( $b=0$ ) signifie que la série de logarithme de  $P_t$  a une racine unitaire. Oui : l'hypothèse nulle de racine unitaire est acceptée. Non : l'hypothèse nulle de racine unitaire est rejetée ; \*\*\* : à un seuil de significativité de 1% ; \*\* : à 5% ; \* : à 10%

#### 5.4. LES PLACEMENTS EN OR PERMETTENT-ILS DE GENERER DES PROFITS ANORMAUX ?

Cette question tient compte de la condition de martingale expliquée dans la section 4.2. Le modèle MEDAF est estimé par le logiciel SAS sur les données mensuelles des placements en or à Paris et à Londres. Comme dans les tests précédents, les taux des rentabilités logarithmiques sont utilisés.

Dans le cas du marché parisien, l'indice français des actions, IVFRV (Indice des Valeurs Françaises à Revenu Variable) n'est construit par l'Insee qu'à partir de décembre 1949. Il est chaîné ensuite avec l'indice SBF 250 à partir de décembre 1990. Par conséquent, le test réalisé sur le modèle MEDAF ne commence qu'en décembre 1949 pour le marché de Paris.

Le **Tableau 6** présente les résultats obtenus.

**Tableau 6 : Le modèle MEDAF des actifs d'or cotés à Paris et à Londres, 1949-2008**

	Alpha ( $\alpha$ )	Béta ( $\beta_g$ )	R <sup>2</sup>
<b>Période totale</b>			
Paris - Napoléon (12/1949-12/2008)	0.0029	-0.0398	0.0015
Londres - PM Fixing (09/1971-12/2008)	0.0055 ***	-0.0057	0.0000
<b>Sous-période 1 : de décembre 1949 à août 1971</b>			
Paris - Napoléon	0.0005	-0.0369	0.0017
<b>Sous-période 2 : de septembre 1971 à septembre 1981</b>			
Paris - Napoléon	0.0208 ***	-0.1075	0.0049
Londres - PM Fixing	0.0176 **	0.0953	0.0027
<b>Sous-période 3 : d'octobre 1981 à juillet 2004</b>			
Paris - Napoléon	-0.0048 **	0.0036	0.0000
Londres - PM Fixing	-0.0013	-0.0572	0.0034

<b>Sous-période 4 : d'août 2004 à décembre 2008</b>			
Paris - Napoléon	0.0127	-0.0268	0.0003
Londres - PM Fixing	0.0155 **	0.2153	0.0240

*Note* : Le modèle MEDAF est estimé par le logiciel SAS avec la procédure « proc reg » utilisant la méthode classique MCO (Moindres Carrés Ordinaires). La significativité des estimateurs de  $\alpha$  et de  $\beta$  est vérifiée par le test de Student. \*\*\* : la valeur est significativement différente de 0 à 1% ; \*\* : à 5% ; \* : à 10%.  $R^2$ , le coefficient de détermination, est calculé par le rapport entre la variance de la valeur estimée de la variable expliquée et la variance de sa valeur observée. Ce coefficient est compris entre 0 et 1. Une valeur proche de 1 indique que la qualité de l'ajustement est bonne.

Rappelons que le modèle MEDAF estimé prend la forme suivante :

$$R_g - R_f = \alpha + (R_M - R_f) * \beta_g + \varepsilon_g$$

Avec  $R_g$ ,  $R_f$ ,  $R_M$  sont respectivement les rentabilités de l'or, de l'actif sans risque et du portefeuille de marché ;  $\beta_g$  mesure le risque systématique de l'actif d'or et  $\alpha$  représente l'excès de la rentabilité de l'actif d'or par rapport à celle exigée le risque de marché subi.

Les valeurs de  $\alpha$  sont significativement positives pour l'once d'or cotée à Londres sur la période totale et les sous-périodes 2 et 4. Quant aux placements en pièce Napoléon à Paris, ce n'est qu'en deuxième sous-période qu'ils donnent une  $\alpha$  significative et positive. Ceci veut dire que la rémunération des placements en or à Paris et à Londres durant ces périodes est plus importante que celle du risque subi. Dans la plupart du temps (sauf la sous-période 3, de 1981 à 2004), l'or coté à Londres permet aux investisseurs de réaliser des profits anormaux. Mais le risque pris par les investisseurs français<sup>40</sup> en plaçant en pièce d'or Napoléon n'est pas bien rémunéré (sauf sur la période de 1971 à 1981) avec une  $\alpha$  non-significative ou négative.

Devant de tels résultats, que peut-on dire sur l'efficience informationnelle ? Le marché de l'or à Paris semble correspondre le plus au principe de Jensen (1978) et de Malkiel (2003) : « Dans un marché efficient, il est impossible de générer des profits anormaux » (sauf sur la période de 1971 à 1981). Du même principe, nous pouvons dire que l'hypothèse de l'efficience informationnelle sur le marché de l'or à Londres *ne peut pas* être acceptée (sauf sur la période de 1981 à 2004). Mais ces analyses ont des limites puisque les modèles MEDAF estimés par la méthode MCO ne donnent pas un  $R^2$  très élevé<sup>41</sup>. Il s'approche, dans la plupart des cas, de 0.

Quant au  $\beta_g$ , le risque de volatilité lié au marché des actifs d'or, les valeurs estimées ne sont pas significativement différentes de 0. Ce qui signifie que les actifs d'or ne sont pas très influencés par

<sup>40</sup> Le marché français de l'or est fermé aux étrangers.

<sup>41</sup> Ce résultat est également constaté dans les études de Tchoegl (1981), Aggarwal et Soenen (1988) ; Papaioannou (1984).

l'évolution globale du marché boursier. Ceci peut être expliqué par la faible corrélation entre l'or et les actions<sup>42</sup>. Une faible valeur de  $\beta_g$  signifie aussi une faible rentabilité des actifs d'or.

### CONCLUSION : L'INEFFICIENCE INFORMATIONNELLE DES MARCHÉS DE L'OR

La synthèse des résultats des tests économétriques effectués sur les données mensuelles des marchés de l'or à Paris et à Londres sur la période de 1948 à 2008 est présentée dans le **Tableau 7**.

Les tests d'*ADF* n'acceptent pas l'hypothèse que les prix suivent une marche aléatoire. Les tests d'autocorrélation et d'effet *ARCH* n'acceptent pas l'hypothèse que les séries des variations successives du prix (les rentabilités) répondent à un processus de bruit blanc.

**Tableau 7 : Résultats des tests de l'efficience informationnelle de forme faible des marchés de l'or à Paris et à Londres, 1948-2008**

Tests	Résultats	Implications	Cas exclus
<b>Tests d'autocorrélation</b>	Autocorrélation d'ordre 1 significativement différente de zéro.	Les rentabilités au mois t sont prévisibles à partir des rentabilités du mois t-1.	Sauf le cas de Londres de 2004 à 2008 avec aucune autocorrélation.
<b>Tests d'effet ARCH</b>	Effet <i>ARCH</i> est présent dans la plupart des séries des rentabilités mensuelles.	La variance conditionnelle est dépendante du temps. Elle est donc prévisible à partir de la valeur passée. La condition d' <i>iid</i> des rentabilités n'est pas respectée.	Sauf le cas de la pièce Napoléon de 1971 à 2004 et le cas de Londres de 2004 à 2008.
<b>Tests d'ADF</b>	L'hypothèse que les prix suivent une marche aléatoire ne peut pas être acceptée en raison du nombre important de retards à ajouter dans l'équation d' <i>ADF</i> .	La condition que les prix suivent une marche aléatoire n'est pas acceptée	Aucun
<b>Tests du modèle MEDAF</b>	<i>Pour le marché de Londres</i> : La valeur de $\alpha$ est significativement positive. <i>Pour le marché de Paris</i> : La valeur de $\alpha$ n'est pas significativement différente de 0.	<i>Pour le marché de Londres</i> : L'or permet de réaliser des profits anormaux. <i>Pour le marché de Paris</i> : L'or ne permet pas de réaliser des profits anormaux.	<i>Pour le marché de Londres</i> : Sauf la période de 1981 à 2004. <i>Pour le marché de Paris</i> : Sauf la période 1971 à 1981 ( $\alpha$ significativement positive) et la période de 1981 à 2004 ( $\alpha$ significativement négative).

<sup>42</sup> La relation entre l'or et les actions est étudiée en détails dans une autre étude en cours. Voir notamment McDonald & Solnik (1977).

Ces résultats ont au moins deux significations. D'une part, les prix ne fluctuent pas de façon aléatoire autour de la valeur fondamentale. D'autre part, il devrait être possible de réaliser des prévisions des rentabilités futures à partir des rentabilités passées. Les informations passées permettent de prévoir les séquences des prix futurs. Le prix *observé* ne reflète donc pas tout l'ensemble d'informations disponibles. Il ne peut pas être le prix d'équilibre du marché.

Fondamentalement, deux facteurs importants à l'efficience informationnelle d'un marché financier sont : Les informations et la rationalité des investisseurs. Dans un marché efficient, les opérateurs réagissent de façon rationnelle à toutes les nouvelles informations arrivant sur le marché (d'où viennent les conditions du grand nombre d'opérateurs et de la gratuité des informations). Ainsi, le prix observé reflète instantanément et pleinement toutes les informations disponibles. Il est alors égal à la valeur fondamentale de l'actif.

A ce sujet, l'or représente deux particularités. D'une part, il ne donne aucun revenu fixe. Le seul revenu de l'or est la différence de prix entre le moment de la vente et le moment de l'achat. Ceci est une des raisons pour laquelle l'or joue le rôle d'une valeur refuge. La rationalité des investisseurs sur le marché de l'or ne peut pas être rassurée lorsque l'or n'assume pas entièrement son rôle d'actif financier. D'autre part, l'ensemble d'informations affectant les décisions des investisseurs en or vient souvent de la conjoncture politique, économique et sociale ainsi que de l'offre et de la demande de l'or<sup>43</sup>. Ce vaste ensemble d'informations rend les décisions des investisseurs plus compliquées. De ce fait, la condition que le prix de l'or reflète *instantanément* et *pleinement* toutes les informations disponibles semble être difficile à être respectée.

Empiriquement et théoriquement, l'hypothèse l'efficience informationnelle de la forme faible des marchés de l'or à Paris et à Londres sur la période de 1948 à 2008 ne peut pas être acceptée. Ces résultats sont dans la même lignée que ceux des études antérieures (citées dans la section 2).

Mais ce n'est pas pour autant que les investisseurs français peuvent profiter de l'inefficience informationnelle du marché parisien de l'or pour réaliser des profits anormaux (sauf sur la période de 1971 à 1981). Ceci peut être dû à la taxe très élevée appliquée au commerce de l'or en France<sup>44</sup>. En revanche, cette inefficience informationnelle est au profit des investisseurs en or à Londres (sauf sur la période de 1981 à 2004).

## BIBLIOGRAPHIE

AGGARWAL R. and SOENEN L.A. (1988), The Nature and Efficiency of the Gold Market, *Journal of Portfolio Management*, vol. 14, n° 3, pp. 18 – 21.

---

<sup>43</sup> Pour un modèle plus complet du prix de l'or, cf. Levin et Wright (2006)

<sup>44</sup> Hoang (2009)

ALEXANDER S. (1961), Price Movements in Speculative Markets: Trends or Random Walks, *Industrial Management Review*, pp. 7-26.

ALEXANDER S. (1964), Price Movements in Speculative Markets: Trends or Random Walks N° 2, *Industrial Management Review*, pp. 7-26.

BACHELIER L. (1900), Théorie de la spéculation, Thèse de Doctorat, *Annales de l'Ecole Normale Supérieure*.

BARBE P. (2005), *Pourquoi les marchés financiers sont-ils inefficients ?* Papier de travail, Laboratoire du Centre de Recherche de Bordeaux Ecole de Managements, n° 85-05, juin 2005

BOOTH G. and KAEN F. (1979), Gold and Silver Spot Prices and Market Information Efficiency, *The Financial Review*, n° 14 (Spring), pp. 21-26

COOTNER P. (1962), Stock Prices: Random vs. Systematic Changes, *Industrial Management Review*, n° 3, pp. 24-45.

COOTNER P. (1964), *The Random Character of Stock Market Prices*, edited by Cambridge MA, M.I.T. Press.

COOTNER P. (1967), Origins and Justification of Random Walk Theory, in *The Random Character of Stock Prices*, edited by P.A. Cootner, MIT Press.

DICKEY D.A. and FULLER W.A. (1979), Distribution of Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of American Statistical Association*, n° 74, pp. 427-431.

DICKEY D.A. and FULLER W.A. (1981), Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, n° 49, pp. 1057-1072.

ENGLE R.F. (1982), Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation, *Econometrica*, n° 50, pp. 987-1008.

FAMA E.F. (1965), The Behavior of Stock Market Prices, *Journal of Business*, n° 38, pp 34-105.

FAMA E.F. and BLUME M.E. (1966), Filter Rules and Stock Market Trading, *Journal of Business*, n° 39, pp. 226-241.

FAMA E.F., FISHER L., JENSEN M. and ROLL R. (1969), The Adjustment of Stock Prices to New Information, *International Economic Review*, vol. 10, n° 1, pp. 1-21.

FAMA E. F. (1970), Efficient Capital Markets: a Review of Theory and Empirical Work, *Journal of Finance*, n° 25 (May), pp. 383-417.

FAMA E.F. and FRENCH K.R. (2004), The Capital Asset Price Model: Theory and Evidence, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 18, n° 3, pp. 25-46.

GILLET P. (2006), *L'efficience des marchés financiers*, Paris : Economica

GILLET R. et SZAFARZ A. (2004), Marchés financiers et anticipations rationnelles, *Reflets & Perspectives de la Vie Economique*, Tome XLIII, N° 2

- HOANG T. (2009), The Gold Market at the Paris Stock Exchange: a Risk-Return Analysis 1950-2003, *Historical Social Research*, vol. 34, n°4
- JENSEN M. C. (1968), The Performance of Mutual Funds in the Period 1945–1964, *Journal of Finance*, vol. 23, n° 2, pp. 389–416.
- JENSEN M. C. (1978), Some Anomalous Evidence Regarding Market Efficiency, *Journal of Financial Economics*, n° 6(June/September), pp. 95-101.
- LARDIC S. et MIGNON V. (2006), *L'efficience informationnelle des marchés financiers*, Paris : Editions La Découverte, Collection Repères.
- LEROY S.F. (1973), Risk Aversion and the Martingale Property of Stock Prices, *International Economic Review*, vol. 14, n° 2, pp. 436-446.
- LEROY S.F. (1976), Efficient Capital Markets: Comment, *Journal of Finance*, n° 3, 139-141.
- LEVIN E.J. and WRIGHT R.E. (2006), *Short-run and Long-run Determinants of the Price of Gold*, World Gold Council, Research Study, n° 32
- McDONALD J.G. and SOLNIK B.H. (1977), Valuation and Strategy for Gold Stocks, *Journal of Portfolio Management*, n° Spring, pp. 27-33
- MALKIEL B.G. (2003), The Efficient Market Hypothesis and Its Critics, *Journal of Economic Perspectives*.
- MIGNON V. (1998), *Marchés financiers et modélisation des rentabilités boursières*, Paris : Economica
- MURADOGLU G., AKKAYA N. and CHAFRA J. (1998), The Effect of Establishment of an Organized Exchange on Weak Form Efficiency: the Case of Istanbul Gold Exchange, *The European Journal of Finance*, n° 4, pp. 85-92
- PAPAIOANNOU G. (1984), *Informational Efficiency Tests in the Athens Stock Exchange*, in *European Equity Markets*, Hawawini and Michel Editors.
- TSCHOEGL A.E. (1980), Efficiency in the Gold Market, *Journal of Banking and Finance*, n° 4 (December), pp. 371 – 379.
- SAMUELSON P.A. (1965), Proof that Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly, *Industrial Management Review*, n° 6, pp. 41-49.
- SEWELL M. (2008), *History of the Efficient Market Hypothesis*, Working Paper, Department of Computer Science, University College London.
- SHARPE W.F. (1964), Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditional Risk, *The Journal of Finance*, vol. XIX, n° 3, September 1964, pp. 425-442
- SOLT M. E. and SWANSON P. J. (1981), On the Efficiency of the Markets for Gold and Silver, *Journal of Business*, vol. 54, n° 3, pp. 453-478.

STACHOWIAK C. (2004), Prévisibilité des rentabilités boursières. Une étude empirique du marché boursier français sur données intraquotidiennes, *Economie et Prévision*, vol. 2004/5, n° 166, p. 71-85.

#### Documents consultés aux Archives de la Banque de France

- *Procès verbaux* du Conseil Général de la Banque de France de 1945 à 1954 ;
- Fonds du *Commerce de l'or*, Cote 1467200501, boîtes consultées : 2, 3, 14, 15, 17, 90 ;
- Fonds de la *Direction Générale des Services des Changes* (DGSE), Cote 1495200501, boîtes consultées : 257, 260, 264, 266, 273, 278, 433, 746 ;
  - ❖ Avec les registres manuscrits des prix quotidiens de l'or de 1948 à 1971 dans la boîte 278
  - ❖ Avec les registres manuscrits des volumes mensuels des transactions de plusieurs actifs or traités à la Bourse de Paris de 1951 à 1982 dans la boîte 266
- Les *livres* consultés à la bibliothèque de la Banque de France :
  - ❖ DE LITRA & CIE (1950), *Le marché des monnaies d'or de 1900 à nos jours*, Paris : Bourse de Paris.
  - ❖ MEUTEY Pierre (1968), *L'or*, Paris : Editions et Publications Premières
  - ❖ SEDILLOT René (1948), *Les secrets du marché de l'or*, Paris : Recueil Sirey.