



Munich Personal RePEc Archive

# **Modeling of the Algerian Dinar Exchange Rate: An empirical investigation using the ARFIMA techniques**

Aouad Hadjer, Soumia and Taouli, Mustapha Kamel and Benbouziane, Mohamed

Laboratoire MIFMA, Université de Tlemcen, Faculté des sciences économiques et de gestion, Université de Tlemcen

2012

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/38605/>  
MPRA Paper No. 38605, posted 15 Mar 2021 15:09 UTC

# **Modélisation du Comportement du Taux de Change du Dinar Algérien: Une Investigation Empirique par la Méthode ARFIMA**

**Aouad Hadjar Soumia**

*Laboratoire MIFMA, Université Aboubekr Belkaid Tlemcen, Algérie*  
E-mail: aouad-hadjar@hotmail.fr

**Taouli Mostapha Kamel**

*Laboratoire MIFMA, Université Aboubekr Belkaid Tlemcen, Algérie*  
E-mail: mk-taouli@yahoo.fr

**Benbouziane Mohamed**

*Laboratoire MIFMA, Université Aboubekr Belkaid Tlemcen, Algérie*  
E-mail: mbenbouziane@yahoo.fr

## **Abstract**

This paper deals with a very important topic and assiduously renewed, mainly ‘‘*The determination of exchange rates*,’’, we propose to study this issue for the case of Algeria where we try to model the behavior of the exchange rate of the dinar against major currencies in the foreign exchange market, the U.S. dollar, euro, pound sterling and Japanese yen using a series of daily quotations over the period (2000-2007) using ARFIMA models. These latter are characterized by their ability to model both long term and short term behavior. . Using the method of maximum likelihood, the study reveals the existence of long memory phenomenon for two sets out of the four studied, and finally, in the wake of Meese and Rogoff [1983], Sarno and Taylor [2002], Nelson, West and Kenneth [2007], Mignon and Sardic [1999] and many others we consider the beating of the random walk in forecasting exchange rate as a major criterion for accepting an exchange rates model.

**Keywords:** Exchange rates, long memory, persistence, anti-persistence, ARFIMA.

## **Résumé**

Cet article appréhende une question épineuse et perpétuellement renouveler ‘‘*La détermination du taux de change*’’, on propose d’étudier cette question pour le cas algérien où nous tentons de modéliser le comportement du taux de change du dinar face aux principales monnaies du marché des changes ,le dollar américain, l’euro , le livre sterling et le yen japonais utilisant des séries de cotations quotidiennes sur la période (2000-2007) par les modèles ARFIMA qui se caractérisent par leur capacité à modéliser le comportement de long comme de court terme des séries, pour le faire on utilise la méthode du maximum de vraisemblance, Les résultats obtenus témoignent de la présence d’un certain phénomène de persistance de long terme dans deux séries des quatre étudiées , enfin dans le sillage de

Meese et Rogoff [1983], Sarno and Taylor [2002], Nelson, Kenneth et West [2007], Mignon et Sardić [1999] et bien d'autres, on considère le fait de battre la marche aléatoire dans la prévision comme critère majeur d'acceptation d'un modèle de taux de change.

**Mots-clés:** Taux de change, mémoire longue, persistance, anti-persistance, ARFIMA.

## 1. Introduction

Des questions fondamentales reviennent de façon récurrente concernant les modes de détermination de la valeur externe de la monnaie et leurs fondements théoriques. La littérature économique relative à cette problématique se subdivise en deux grands courants, le premier se base sur les fondamentaux qui relève de la théorie du taux de change, toutefois le rôle de ces fondamentaux est remis en cause donnant ainsi lieu à l'énigme des fondamentaux, les travaux de Flood et Rose [1995], Frankel et Rose [1995], Engel et West [2006], Bacchetta et Wincoop [2009] parmi tant d'autres tentent d'apporter les explications aux perpétuelles effondrements de ces théories en terme de test empiriques.

Et le second de type empirique se focalise sur les modèles des séries chronologiques rappelons que ces modèles, sont une classe de spécification où on tente de modéliser et prévoir les variables en utilisant seulement les informations contenues dans leur passé. Les analyses des influences des "non-fondamentaux" des marchés financiers dont le marché des changes est de plus en plus investit dans la littérature économique, le mouvement s'est déplacé d'un scepticisme académique généralisée des non-fondamentaux à une recherche active des nombreux phénomènes non appréhendés par les modèles économiques traditionnels.

Dans le présent papier, nous étudions les propriétés de la modélisation ARFIMA puis nous discutons ses différentes spécifications. Nous testons la validité de ce modèle grâce à une application au marché de change algérien pour répondre à la question suivante:

Peut-on construire un modèle économétrique qui explique le comportement de long terme du taux de change du dinar algérien en dehors des fondamentaux macroéconomiques?

Le papier s'organise comme suit: la section (2) présente les propriétés du modèle ARFIMA. Dans la section (3), nous l'appliquons au marché de change algérien moyennant quatre séries de taux de change: le dollar américain, l'euro, le Livre Sterling et le yen, par rapport au dinar algérien. Dans la section (4) nous allons comparer les capacités prévisionnelles des modèles retenues au modèle de la marche aléatoire. Enfin, nous synthétisons nos principaux résultats et concluons.

## 2. Propriétés des Modèles ARFIMA

"Granger has left his mark in a number of areas. [Other than in the development of the concept of cointegration] His development of a testable definition of causality (Granger (1969)) has spawned a vast literature. He has also contributed to the theory of so-called long-memory models that have become popular in the econometric literature (Granger and Joyeux (1980)). Furthermore, Granger was among the first to consider the use of spectral analysis (Granger and Hatanaka (1964)) as well as nonlinear models (Granger and Andersen (1978)) in research on economic time series"<sup>1</sup>.

L'étude statistique des séries chronologiques s'est traditionnellement orientée vers la détection de racines unitaires permettant ainsi le juger de la stationnarité de la série en question. Dans tous les cas ces séries peuvent être modélisées moyennant des processus du type ARMA (p,q) et ARIMA (p,d,q). En présence d'un processus de type ARMA, le paramètre de différenciation (d) est nul et la FAC "fonction d'auto corrélation" décroît linéairement, alors qu'il prend la valeur de 1 pour les séries initialement non stationnaires et la FAC décroît exponentiellement. Dans le cas de la première

<sup>1</sup> Bank of Sweden, 2003, Time-Series Econometrics: Cointegration and Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, Advanced Information on the Bank of Sweden Prize in Economic Sciences in Memory of Alfred Nobel, the Royal Swedish Academy of Sciences.p22

alternative, la série peut être modélisée par un processus à mémoire courte et dans le second cas par un processus à mémoire infinie.

Lorsque le (d) prend des valeurs réelles c'est le cas des modèles ARFIMA, et on parle alors de mémoire longue.

Le processus de mémoire longue signifie que les observations éloignées dans le passé sont très corrélées avec les observations distinctes dans le futur, La découverte du concept de mémoire longue était en domaine de l'hydrologie par le physicien anglais Harold Edwin Hurst en 1951, son étude portait sur l'analyse de la dépendance de long terme sur la série des niveaux d'eau du Nil, Elle a été transposée et approfondie par Mandelbrot sur le domaine financier.

Les séries issues d'un processus fortement dépendant contiennent des informations pertinentes permettant de prévoir l'évolution des observations futures. Ainsi, un processus de mémoire longue approprié permet de cerner d'une manière satisfaisante la dynamique de long terme des séries en question. Les modèles ARFIMA suscitent un intérêt spécial pour l'application vu leurs capacités à modéliser le comportement de court et de long terme des séries chronologiques, Les modèles ARFIMA appartiennent au catalogue des modèles uni-fractale, c'est à dire qu'ils ont le même taux de décroissance pour tous les moments.

La présence de mémoire longue dans une série temporelle, renvoie à des conséquences durables mais non permanentes d'un choc sur la dite série. Le processus à mémoire longue peut être défini de façon équivalente dans le domaine temporel et dans le domaine des fréquences :

Le domaine temporel

Dans le domaine temporel les processus à mémoire longue sont caractérisés par une fonction d'autocorrélation décroissant hyperboliquement au fur et à mesure que le retard s'accroît, alors que celle des processus à mémoire courte décroît exponentiellement.

Un processus à mémoire longue répond à la définition suivante :

Un processus stationnaire  $X_t$  est un processus à mémoire longue s'il existe un nombre réel  $\alpha$  avec  $0 < \alpha < 1$  et une constante  $c, c > 0$ , vérifiant :

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\varphi_k}{c \cdot k^{-\alpha}} = 1$$

Par conséquent, les autocorrélations d'un processus à mémoire longue vérifient la relation asymptotique suivante :

$$\varphi_k \rightarrow c k^{-\alpha} \text{ Quand } k \rightarrow \infty$$

Les autocorrélations  $\varphi_k$  décroissent très lentement, c'est à dire à un taux hyperbolique.

Le domaine des fréquences

Les processus à mémoire longue sont caractérisés par une densité spectrale s'accroissant sans limite quand la fréquence tend vers zéro, formellement on retiendra la définition suivante :

Un processus stationnaire  $X_t$  est un processus à mémoire longue s'il existe un nombre réel  $\beta$ ,  $0 < \beta < 1$ , et une constante  $c', c' > 0$ , vérifiant :

$$\lim_{\lambda \rightarrow 0} \frac{f(\lambda)}{c' |\lambda|^{-\beta}} = 1$$

Où  $f(\lambda)$  est densité spectrale du processus  $X_t$  à la fréquence  $\lambda$ .

On en déduit immédiatement que  $f(\lambda) \sim c' |\lambda|^{-\beta}$  quand  $\lambda \rightarrow 0$ , le signe  $\sim$  signifie que le rapport entre le côté de gauche et de droite tend vers 1 à la limite de façon équivalente.

Ainsi, la densité spectrale exhibe un pôle à la fréquence zéro.

## 2.1. Présentation du Modèle

Le modèle typique du processus ARFIMA (p,d,q) est :

$$\Phi(L)(1-L)^d y_t = \Theta(L)\varepsilon_t \quad [2.1]$$

$$\Phi(L)(1-L)^d y_t = u + \Theta(L)\varepsilon_t \text{ (Avec moyenne)}$$

Où  $d$  est le paramètre de différenciation fractionnaire  $d \in R$ ,  $\Phi(L)$  et  $\Theta(L)$  sont respectivement les polynômes d'opérateurs en  $L$  des parties AR (p) et MA (q) du processus.

Et  $\varepsilon_t$  : est un bruit blanc  $\varepsilon_t$  est *i.i.d*  $(0, \sigma_\varepsilon^2)$ ,  $u$  la moyenne de la série  $y_t$ ,  $(1-L)^d$  est un opérateur de différences fractionnaires, et  $\{y_t\}_{t=1}^T$  est un ensemble d'observations du processus d'intérêt.

$$(1-L)^d = \sum_{j=0}^{\infty} (-1)^j \binom{d}{j} (L)^j = 1 - dL + \frac{d(d-1)}{2!} L^2 - \frac{d(d-1)(d-2)}{3!} L^3 + \dots = \sum_{j=0}^{\infty} \pi_j L^j$$

$$\pi_j = \frac{\Gamma(j-d)!}{\Gamma(j+1)\Gamma(-d)}$$

$\Gamma$  : est une fonction eulérienne de seconde espèce. (Fonction Gamma)

Les processus ARFIMA sont des processus à mémoire longue si :

$$d \in \left] -\frac{1}{2}, \frac{1}{2} \right[ \text{ Et } d \neq 0 \text{ ils sont inversibles si } d > -\frac{1}{2} \text{ et stationnaires si } d < \frac{1}{2}$$

Plus spécifiquement, trois cas peuvent être distingués en fonction des valeurs du paramètre  $d$ :

- Si  $0 < d < \frac{1}{2}$  le processus ARFIMA est un processus stationnaire à mémoire longue, les autocorrélations sont positives et diminuent hyperboliquement vers zéro lorsque le retard augmente,
- Si  $d = 0$ , le processus ARFIMA se réduit au processus ARMA.
- Si  $-\frac{1}{2} < d < 0$  le processus est anti-persistant : les autocorrélations diminuent hyperboliquement vers zéro et la densité spectrale est dominée par les composantes de hautes fréquences (elle tend vers zéro lorsque la fréquence tend vers zéro)

Le cas de l'anti-persistante est appelé par Mandelbrot "effet Joseph", il correspond à des alternances de hausse et de baisse dans le processus.

Le processus d'intégration fractionnaire a un inconvénient majeur, il ne peut pas être modélisé par les équations de différences d'ordres finies, cet contre intuitif dans la plupart des situations dans la finance, où l'on anticipe le comportement des agents, comme reflétés dans les séries chronologiques observées, de dépendre du passé proche et de son effet sur le futur proche. Les modèles à mémoire longue, tels que les processus ARFIMA, implique une mémoire infinie et présente ainsi un véritable défi pour les théoriciens.

L'approche classique pour détecter la présence de mémoire longue (dépendance à long terme) dans une série chronologique est la rescaled range approach proposé initialement par Hurst en 1951 et repris pour l'économie par Mandelbrot [1972], la statistique R/S se définit comme l'étendue  $R$  des sommes partielles des écarts d'une série temporelle à sa moyenne divisée par son écart type ( $S_t$ ).

Ainsi, soit une série temporelle  $X_t$  avec  $t = 1 \dots T$  de moyenne  $X_T$ , la statistique R/S notée ici  $Q_T$  s'écrit :

---

• on l'appelle aussi processus direct formé de variables mutuellement indépendantes et identiquement distribuées) si sa loi de probabilité est la loi normale, le bruit blanc est dit bruit blanc gaussien et est noté *n.i.d* (normalement et identiquement distribué) généralement dans les série chronologique le terme d'erreur  $\varepsilon_t$  est appelé *innovation*, cette dénomination provient du fait qu'il sagit de la seule information nouvelle qui intervient dans le processus à date  $t$

$$Q_T = \frac{R}{S_T} \quad [2.2]$$

$$R / S(T) \sim T^H \quad [2.3]$$

Où H est connu comme l'exposant de Hurst\* qui peut être approché en traçant le log de R contre le log (T) et la résolution de la pente se fait grâce à une régression des moindres carrés ordinaires

$$\log(R / S_T) = \log(c) + H * \log(T)$$

Pour un processus de bruit blanc H = 0,5, alors que pour une persistante, un processus de longue mémoire H > 0. La différence d = (H-0.5) représente le degré d'intégration fractionnaire dans le processus.

Un inconvénient majeur de la statistique R/S est sa sensibilité à la dépendance de court-terme, tout écart par rapport au comportement prévu par la statistique R / S sous l'hypothèse nulle ne doit pas être le résultat de la dépendance à long terme, mais peut être simplement un symptôme de la mémoire à court terme. Lo (1991) montrent que cela résulte de la distribution limitée de la rescaled-range.

Lo [1991] considère une modification de la statistique R/S dans lequel la dépendance à court terme est intégrée dans le dénominateur, qui devient alors (la racine carré) un estimateur convergent de la variance de la somme partiel:

$$\tilde{Q}_T = \frac{\max_{1 \leq k \leq T} \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X}_T) - \min_{j=1}^k (X_j - \bar{X}_T)}{\left[ \frac{1}{T} \sum_{j=1}^T (X_j - \bar{X}_T)^2 + \frac{2}{T} \sum_{j=1}^q \omega_j(q) \left( \sum_{i=j+1}^T (X_i - \bar{X}_T)(X_{i-j} - \bar{X}_T) \right) \right]^{1/2}} \quad [2.4]$$

Cette statistique diffère de celle de Hurst de par son dénominateur qui prend en compte non seulement les variances des termes individuels mais aussi les autocovariances pondérées en fonction des décalages q avec  $\omega_j(q) = 1 - \frac{j}{q+1}$  où  $q < T$ , le choix de q suit la règle suivante  $q = [k_n] =$  partie

entière de  $k_n$  avec  $k_n = \left[ \left( \frac{3n}{2} \right)^{1/3} \left( \frac{2\hat{p}}{1-\hat{p}} \right)^{2/3} \right]$  avec  $\hat{p}$  : l'estimateur du coefficient d'autocorrélation

d'ordre 1.

L'estimation d'un modèle ARFIMA peut être réalisée à partir de deux classes ou familles de méthodes, on présentera dans ce qui suit les méthodes dites « en deux étapes » et celles du « maximum de vraisemblance ».

Les méthodes en deux étapes « semi-paramétriques »

La mise en œuvre d'une telle procédure de modélisation exige au préalable la spécification du paramètre de différenciation (intégration) fractionnaire. Il s'agit d'une étape cruciale à l'estimation du processus ARFIMA dès lors que la valeur retenue du paramètre (d) peut affecter sérieusement l'inférence statistique des coefficients estimés et en conséquence la validité du processus en lui-même, la deuxième étape consiste à estimer les coefficients de la composante de court terme sur la série fractionnairement différenciée, ces méthodes s'inscrivent généralement sur le domaine des fréquences. Et sont qualifiés d'estimateurs semi-paramétriques on présentera le modèle le plus utilisé dans ce types d'estimateurs qui est l'estimateur GPH [Geweke, Porter et Hudak, 1983] elle commence par l'estimation du paramètre d, basé sur la régression du log- périodogram suivant :

$$\ln [ I ( w_j ) ] = \beta_0 + \beta_1 \ln \left[ 4 \sin^2 \left( \frac{w_j}{2} \right) \right] + v_j \quad [2.5]$$

\* Dans son étude du niveau du Nil Hurst a trouvé H = 0,91! Ce qui signifie que le Rescaled-range a augmenté à un rythme plus rapide que la racine carrée du temps

Avec  $w_j = \frac{2\pi j}{T}$ ,  $j = 1, 2, \dots, m$  où  $m$  est une fonction du nombre d'observations  $n$  telle que  $\lim m(n) = 0, n \rightarrow \infty$  en général  $m = T^\alpha$  avec  $0 < \alpha < 1$

L'estimation de  $d$ , dite  $\hat{d}_{GPH}$  est  $-\hat{\beta}_1$  et  $I(w_j) = \frac{1}{2\pi T} \left| \sum_{t=1}^T y_t e^{-w_j t} \right|^2$

La régression est estimée par la méthode des moindres carrés ordinaires

La deuxième étape de procédure d'estimation GPH implique d'adapter un modèle ARMA pour les données filtrées, compte tenu de l'estimation de  $d$ .

Bien que cet estimateur soit relativement facile à calculer, il a quelques problèmes potentiels, qui devraient être pris en compte. Tout d'abord, pour utiliser cette méthode, un choix de  $\alpha$  doit d'abord être fait. Habituellement, il est une fonction simple de la taille de l'échantillon  $T$ . Peut-être le choix le plus commun, utilisé traditionnellement dans les recherches dans le domaine de l'économie et finance, est de prendre  $\alpha = T^{0.5}$ . Ce choix peut toutefois ne pas être le meilleur choix possible dans chaque situation, et peut conduire à des résultats biaisés. L'hypothèse critique de ce modèle est que le spectre du processus ARFIMA ( $p, d, q$ ) est le même que celui du processus ARFIMA(0,  $d, 0$ ) « qualifié de bruit blanc fractionné ». cependant la critique majeure faite à cet estimateur c'est qu'il présente des biais d'échantillon substantiel et fini et qu'il est inefficace lorsque  $\varepsilon_t$  est un processus AR ou MA.

Méthode du maximum de vraisemblance

Qualifiés d'estimateurs paramétriques, les méthodes du maximum de vraisemblance sont des méthodes dites en une étape où le paramètre d'intégration fractionnaire  $d$  est estimé conjointement avec les paramètres ARMA standard d'un modèle ARFIMA. Le maximum de vraisemblance nécessite l'évaluation de la fonction de vraisemblance pour un ensemble donné de paramètres. Il faut donc écrire la matrice de covariance, ou la fonction d'autocovariance, en fonction des paramètres du modèle puisqu'elles sont basées sur les autocorrélations, ces méthodes nécessitent que le processus soit stationnaire, ou qu'il soit transformé en processus stationnaire, on présente :

La méthode de maximum de vraisemblance exacte proposée par Sowell en 1992, qui a démontré que la forme générale de la fonction d'autocovariance d'une série temporelle stationnaire générée par un processus ARFIMA pouvait s'exprimer au moyen de fonctions hypergéométriques.

$$c(i) = \sigma_\varepsilon^2 \sum_{k=-q}^q \sum_{j=1}^p \psi_k \xi_j C(d, p+k-i, p_j) \tag{2.8}$$

où  $\psi_k = \sum_{s=|k|}^q \theta_s \theta_{s-|k|}$  et  $\xi_j^{-1} = p \left[ \prod_{i=1}^p (1 - p_i p_j) \prod_{m \neq j} (p_j - p_m) \right]$

Et  $C(d, h, p) = \frac{\Gamma(1-2d)}{[\Gamma(1-d)]^2} \frac{(d)_h}{(1-d)_h} \left[ p^{2p} F(d+h; 1-d+h; p) + F(d-h; 1-d-h; p) - 1 \right]$

$F(a, 1; c; p)$  Est une fonction hypergéométrique  $F(a, 1; c; p) = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{(a)_i (b)_i}{(c)_i} \frac{p^i}{i!}$

Et  $(a)_i = a(a+1)(a+2)\dots(a+i-1), (a)_0 = 1$

L'apport d'une telle formulation provient du fait que les fonctions hypergéométriques peuvent être calculées de façon précise et rapide. L'intérêt de la méthode du maximum de vraisemblance est qu'elle utilise toute l'information à court comme à long terme concernant les comportements des séries puisque sont estimés simultanément les paramètres autorégressif, moyenne mobile et le paramètre de différenciation fractionnaire  $d$ . la méthode s'inscrit dans le domaine temporel.

\* Filtrer une série chronologique consiste à effectuer des opérations sur cette dernière. En particulier, lorsqu'on remplace la valeur présente d'un processus  $y_t$  par une somme pondérée des valeurs passées, présentes et futures de  $y_t$ .

Au niveau financier, la modélisation au moyen des processus ARFIMA permet de générer des prévisions de long terme de l'évolution du cours de change, ce qui autorise la construction de stratégies d'arbitrage permettant de générer des profits, on présente ci-dessous un assortiment de quelques travaux sur la présence de mémoire longue dans les séries de cours de change

Articles	Tests	Méthodologie	Conclusions
Long memory in foreign exchange rates revisited Rolf Tschernig [1994]	ARFIMA-GARCH	L'auteur a essayé de tester la présence de mémoire longue dans les séries de taux de change du dollar.US, du deutsche mark et du franc suisse sur deux sous-période la première période allant de janvier 1973 à décembre 1979 et la deuxième de janvier 1980 jusqu'en avril 1990, en raison des changements dans la politique monétaire américaine et du début du système monétaire européen , Cette étude a été menée en utilisant 2 modèles, un fractionnaire ARFIMA et le modèle GARCH	Les résultats empiriques montrent que les séries mensuelles, trimestrielles, hebdomadaires et journalières du taux de change deutsche mark/dollar US et francs suisse/dollar US présente une faible et positive mémoire longue, tandis que la série des taux de change deutsche mark/franc suisse ne présente qu'une mémoire courte, il atteste que la présence de mémoire longue est due au comportement du dollar américain.
The long memory of the forward premium Baillie et Bollerslev [1994]	ARFIMA	Les auteurs testent la présence d'une mémoire de long terme sur un ensemble de données qui comprend des taux de change de fréquence mensuelles contre le dollar US du dollar canadien, marks allemand et livre sterling pour une période allant de Janvier 1974 à décembre 1991 pour un total de 215 observations,	Le résultat révèle que la prime à terme des monnaies de la Canada, l'Allemagne et de La grande Bretagne vis-à-vis du dollar américain est mieux décrite par un processus d'intégration fractionnaire
Non-Monotonic Long Memory Dynamics in Black-Market Exchange Rates Dueker ,Asea [1995]	ARFIMA	Les auteurs testent la présence de mémoire longue sur un ensemble d'observations mensuelles du taux de change parallèle du florin hongrois/dollar US sur la période allant de mai 1984 à décembre 1990	Les résultats montrent que le taux de change parallèle dépasse son niveau d'équilibre de long terme en réponse à une dévaluation du taux de change officiel
Les tests de mémoire longue appartiennent-ils au camp du démon ? Lardic et mignon [1996]	ARFIMA	Les auteurs proposent de tester le type de la structure de dépendance des séries sur un groupe d'indices boursiers et taux de changes vis-à-vis du dollar de six monnaies d'une fréquence quotidienne et mensuelle sur la période allant de janvier 1974 à novembre 1994 au moyen de la statistique R/S	Leurs résultat est la présence d'une mémoire courte non-linéaire sauf pour un indice boursier et deux taux de change ou une mémoire longue est décelé sans pouvoir en désigné le degré d'intégration fractionnaire (d très instable)
Fractional differencing modeling and forecasting of Eurocurrency deposit rates. Barkoulas et Baum [1996 ]	ARFIMA	Les auteurs testent la présence d'une mémoire de long terme stochastique sur un ensemble de données qui comprend des taux quotidiens pour les dépôts en eurodevises libellés en dollars US, dollars canadiens ,marks allemand ,en livre sterling , francs français, franc suisse ,la lire italienne et le yen japonais pour des échéances à terme de trois et six mois, la période allant du 2 Janvier 1985 à Février 8, 1994 pour un total de 2303 observations, par la régression spectrale	Les auteurs ont trouvé une preuve significative de la mémoire stochastiques de long terme dans la série des rendements (variations de rendement) des séries de trois et six mois libellés en marks allemand, en franc suisse, et le yen japonais, ainsi que des eurodevises de trois mois en dollar canadien.
Prévision ARFIMA des taux de change : les modélisateurs doivent-ils encore	ARFIMA	Les auteurs ont mené des prévisions au moyen de processus ARFIMA en utilisant la méthode du maximum de vraisemblance exact pour la	Les résultats indiquent la présence d'une mémoire de long terme pour les trois taux de change, le paramètre d'intégration fractionnaire estimé est

exhorter à la naïveté des prévisions Lardic, Mignon [1999]		détermination du paramètre de différentiation fractionnaire des taux de change du dollar canadien/dollar US, franc français /dollar américain et dollar US/lire italienne, sur la base de séries mensuelles des trois taux de change	significativement différent de zéro et positif, la modélisation ARFIMA bat systématiquement la marche au hasard pour un horizon court,
Integer and Fractional Cointegration of Exchange Rates – The Portuguese Case Gabriely [1999]	ARFIMA –co-intégration fractionnaire	Les auteurs étudient les taux de change bilatéraux entre le Portugal et respectivement les états unis et la grande Bretagne dans le but de vérifier la PPA, ils utilisent un test de changements structurels en plus du processus fractionnaire vue la longévité de l'échantillon utilisé 'un siècle de données'	Leur résultat fondamentale est que via la simulation de monté Carlo, les tests de racines unitaires se révèlent d'une moindre performance que l'alternative test de mémoire longue, le second résultat est la vérification de la PPA pour les deux taux de change comme phénomène de long terme
Persistent dependence in foreign exchange rates ? a reexamination Barkoulas and all [2000]	Estimateur semi-paramétrique gaussien de Robinson	les auteurs testent le comportement stochastique à long terme dans les séries des rendements des taux de change nominal pour dix-huit pays industriels L'ensemble des données comprend des taux nominaux du dollar US d'une fréquence hebdomadaire et mensuelle en utilisant une méthode d'estimation semi-paramétrique fractionnée. Pour une période du post Bretton woods au début du flottement du 1973	Le résultat est qu'il n'y a pas de preuves convaincantes qui soutiennent la dynamique de long mémoire. Une analyse de sensibilité montre que, lorsqu'une preuve de la mémoire à long terme est obtenue, elle est sporadique et généralement instables dans le temps, et que l'hypothèse de racines unitaires est robuste à celle de la mémoire longue.
Structural change and long memory in volatility ; new evidence from daily exchange rate Beine .Laurent[2000]	FIGARCH	Les auteurs ont essayé de trouver des preuves d'une forte interaction entre la mémoire longue et les changements structurels dans la volatilité du taux de change deutsche mark/dollar US sur une période allant du 1 <sup>er</sup> janvier 1980 au 31 décembre 1998	Le résultat est que la mémoire longue est drastiquement réduite lorsqu'il y a des changements structurels
An examination of the long memory of the long memory in the Canadian/us dollar exchange rate returns and volatility Assaf [2002]	ARFIMA	L'auteur enquête le comportement du taux de change dollar canadien /dollar US en utilisant des données quotidiennes allant du 4 janvier 1973 au 30 novembre 2001.pour détecter la présence de mémoire longue dans les séries de rendements, rendements absolus et rendements au carrés en utilisant les estimateurs GPH, R/S ,V/S	Les résultats sont qu'en utilisant la statistique R/S la mémoire longue est détectée dans les trois séries « rendements, rendements absolus et au carrés » tandis que par la statistique V/S la mémoire longue long n'est détectée que dans la volatilité et non dans les séries des rendements, enfin pour la GPH la dépendance n'est constatée que dans la série des rendements absolus et au carrés
A Reexamination of Fractional Integrating Dynamics in Foreign Currency Markets Jin, Koo et Elder[2004]	ARFIMA wavelet OLS estimator,	Les auteurs examinent la présence d'une dynamique de longue mémoire dans les marchés de devises étrangères utilisant un estimateur semi-paramétrique basée sur les ondelettes, sur un échantillon qui comprend le taux de change nominal du dollar US d'une fréquence mensuel de janvier 1974 à décembre 2002.pour 19 pays	Le résultat est que quatorze sur les dix-neuf taux de changes de l'échantillon présente des preuves convaincantes de mémoire longue
Structural change and long-range dependence in volatility of exchange rates: either, neither or both? Moranaa, Beltratti[2004]	ARFIMA	Les auteurs testent la présence de mémoire longue et de ruptures structurelles dans le processus de variance réalisé pour le taux de change mark allemand/dollar US et yen/dollar US , les données utilisés dans l'étude sont d'une fréquence de 5 minutes pour la période allant du 1 <sup>er</sup> décembre 1986	Leur résultat majeur est que la preuve d'une présence de mémoire longue est plus faible une fois que les ruptures structurelles aient été représentées.

		au 1 <sup>er</sup> décembre 1996 , en utilisant différents test semi- paramétriques	
Une semaine sur le "Reuters" : Essai de modélisation de la dynamique de change intra-quotidienne de très haute fréquence(parité TND/USD) Mehdi [2004]	ARFIMA	L'auteur teste la présence de mémoire longue dans le taux de change dinar tunisien/dollar US des L'étude a été menée sur des données «tick by tick », soit d'une fréquence d'une minute durant une semaine (17/09/2001 au 21/09/2001). Par la méthode Arfima au moyen de l'estimateur R/S.	Le résultat est la présence d'un phénomène de dépendance de long terme et une persistance positive dans les séries de rendements des cours de change. Pour la majorité des sous périodes.
Thershold ARFIMA-GARCH Model and the real exchange rate forecasting ,a Bayesian analysis Ho ,Liu [2005]	Thershold-ARFIMA-GARCH	Les auteurs proposent un modèle qui prend en compte les trois particularités des taux de change déjà observés empiriquement à savoir la volatilité , la persistance et la non-linéarité sur un échantillon de huit taux de change vis-à-vis du dollar américain sur une période allant du premier trimestre 1980 au dernier trimestre 2001.	Leur résultat premier et celui qui nous intéressent pour notre étude est que toutes les séries comporte un processus de mémoire longue significatif
Dependence of – and Long Memory in – Exchange Rate Returns: Statistics, Robustness, Time Aggregation Winker ,Jeleskovic[2007]	ARFIMA-FIGARCH	Les auteurs tentent de mesurer la dépendance dans les taux de change, pour cela ils utilisent les données de fréquence journalière des taux de change Deutsche –Mark, la livre sterling, Franc français, Franc suisse et le Yen japonais par rapport au dollar US ,L'échantillon comprend 8088 allant de 1 <sup>er</sup> Janvier 1974 au 4 Janvier 2005, l'estimation du paramètre fractionnaire s'est faite par plusieurs estimateurs et les auteurs proposent plusieurs modèles de mémoire longue dont ARFIMA et fiGARCH et procèdent a une comparaison	Les résultats sont la présence (entre autres) de la dépendance à long terme dans les quatre taux de change de l'échantillon sous un modèle Arfima (1,d,1)
Measuring Forecast Performance of ARMA and ARFIMA Models: An Application to US Dollar/UK Pound Foreign Exchange Rate Shittu, Yaya [2009]	ARFIMA	Les auteurs testent la présence de mémoire longue en utilisant les données mensuelles désaisonnalisés du taux de change livre sterling /dollar américain couvrant la période janvier1971-décembre2008	Le résultat principal de leur étude est que même si certaines séries semblent stationnaires en utilisant le test ADF, il peut y avoir un processus de mémoire longue.

### 3. Application Empirique Données et Méthodologie

#### A. Données

Dans ce qui suit , nous nous intéresserons à des séries de taux de change du dinar algérien (DZD) par rapport à la monnaie de l'union européen (EUR) , au dollar américain (USD) , au livre sterling (GBP) et au yen (JPY) , le choix de ces quatre monnaies relève de leur statut en tant que monnaie internationale, les séries représentant les cotations officiels de ces parités au comptant et ont été collectées du site forex . Notre période s'étale du 31/05/2000 au 31/12/2007 sur une semaine de sept jours (week-end y compris), couvrant une période récente avant le déclenchement d'une crise financière mondiale, associée à la bulle des prix des logements US, en 2008 soit un total de deux milles sept cents soixante six cotations pour chaque parité.

## B. Méthodologie

Méthodologiquement, nous allons progresser comme suit : Au préalable une étude préliminaire des quatre parités choisies : en consignnant d'abord leurs statistiques descriptives au moyen de l'estimation de l'espérance, l'écart type et les coefficients relatifs à la normalité. Nous procéderons ensuite à la transformation logarithmique des séries afin de réduire leur variabilité.

Ainsi, les séries en logarithmes seront notre support d'étude sur lesquelles nous essayerons de : faire une illustration graphique, renforcée par l'étude du corrélogramme et les tests de stationnarité.

Dans une seconde étape nous essayerons de modéliser le comportement des variations logarithmiques par la méthode ARFIMA via la maximum de vraisemblance, en dernier lieu nous allons comparer les capacités prévisionnelles des modèles retenues au modèle de la marche aléatoire.

Le tableau ci après consigne l'ensemble des statistiques descriptives inhérentes à la distribution des cours quotidien des quatre parités.

**Tableau 1:** Statistiques descriptives des cours de change

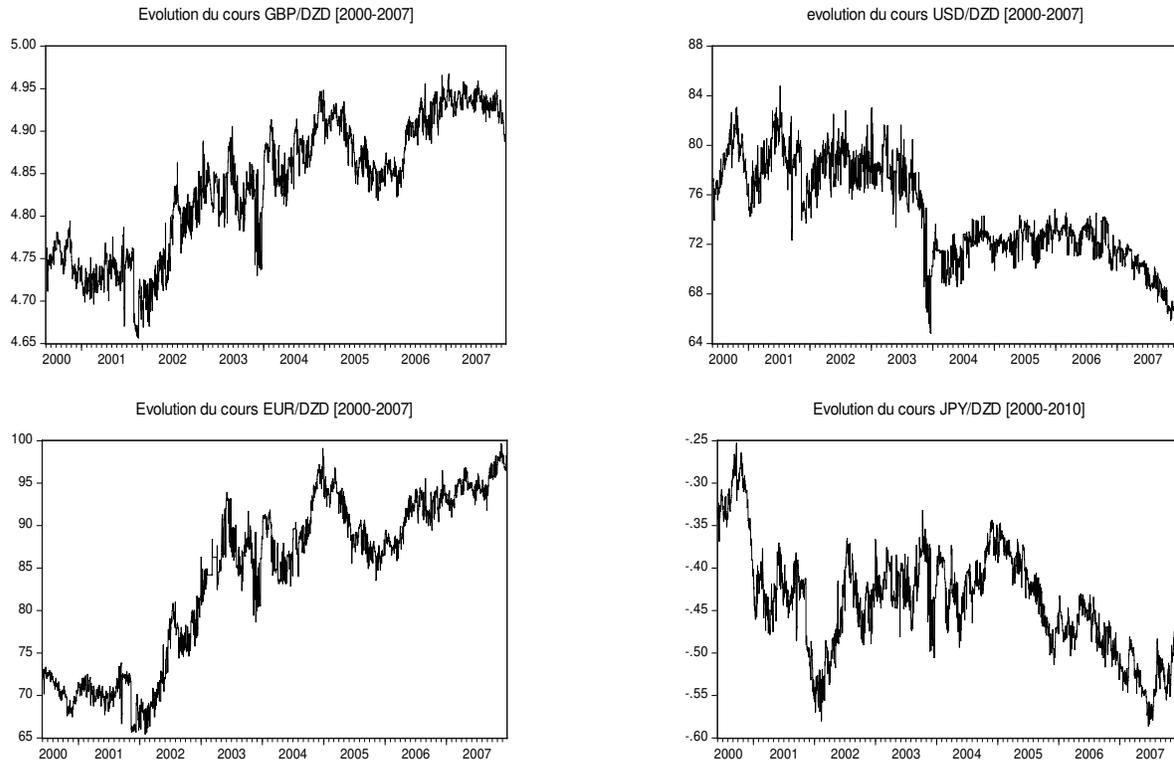
Statistiques	EUR/DZD	USD/DZD	GBP/DZD	JPY/DZD
Moyenne	84.03742	74.556	126.4275	0.645229
Maximum	65.47980	84.766	143.6227	0.776538
Minimum	99.66225	64.795	105.2764	0.556392
Ecart type	9.654619	3.901417	9.622968	0.040094
Skewness	-0.448040	0.10306	-0.224696	0.370073
Kurtosis	1.751855	2.102399	1.858551	3.108617
Jacque-bera	272.0854	97.75207	173.4350	64.49533
N d'observations	2766	2766	2766	2766

Fournies par Eviews (5.0)

En premier lieu, on constate, que la distribution du processus des taux de change est asymétrique étalée à gauche pour les deux séries EUR/DZD, GBP/DZD, en effet la valeur du coefficient de l'asymétrie (skewness) est respectivement (-0.448040, -0.224696). Et elle est asymétrique étalée à droite pour USD/DZD et JPY/DZD. De même la Kurtosis (coefficient de l'aplatissement de Pearson) est inférieure à 3 pour les séries EUR/DZD, USD/DZD et GBP/DZD et caractérisé par une distribution leptokurtique pour la série JPY.DZD, ceci confirme que le processus qui génère les quatre cours de change n'est pas gaussien. Le test de Jacque Bera appui notre conclusion puisque (la valeur estimée du test de jacque-bera est trop élevée, elle rejette donc catégoriquement l'hypothèse de normalité de la série du cours de change).

Nous nous proposons d'appliquer la méthode du maximum de vraisemblance sur les séries des cours de change. La mise en œuvre de cette technique nécessite la stationnarité des séries, on doit alors étudier la stationnarité des séries en question.

La figure [1] révèle l'existence d'une tendance pour les quatre parités, croissance pour les cours GBP/DZD et EUR/DZD et décroissance pour USD/DZD et JPY/DZD (donc a priori une non-stationnarité des séries), pour confirmer ou contester cela il convient d'appliquer un test de racine unitaire, plus particulièrement celui d'ADF (Augmented Dickey Fuller).

**Figure 1:** Evolution des quatre parités sur la période [2000-2007]

Après avoir choisi l'ordre de retard à introduire dans le test ADF pour s'assurer que les résidus suivent bien un bruit blanc, il convient d'appliquer le test d'ADF au modèle avec tendance et constante.

**Tableau 2:** Test ADF sur les logarithmes des parités

Variable	Ordre de retard	Valeur calculée	Prob	Seuils de significativité		
				1%	5%	10%
LEUR/DZD	9	-2.689830	0.2409			
LUSD/DZD	9	-4.663058	0.0008	-3.961373	-3.411438	-3.127573
LGBP/DZD	9	-4.092753	0.0065			
LJPY/DZD	9	-3.103649	0.1055			

Fournie par Eviews (5.0)

Les logarithmes des parités USD/DZD et GBP/DZD sont stationnaires en niveau et les deux autres le sont en première différence, de ce fait l'étude portera sur les logarithmes des parités USD/DZD et GBP/DZD et sur les variations logarithmiques des cours EUR/DZD et JPY/DZD. Ceci nous amène à la deuxième étape qui fait d'ailleurs l'objet de cette recherche.

### 3.2. La Modélisation ARFIMA des Cours de Change

Via le programme ox metrics 6.1 on estime pour nos séries de cours de change différents modèles ARFIMA(p,d,q) avec des valeurs de p et q allant de 0 à 32 utilisant un estimateur de la maximum de vraisemblance L'intérêt de l'utilisation de cet estimateur est qu'il utilise toute l'information à court terme comme à long terme concernant le comportement des séries puisque sont estimés simultanément les paramètres autorégressif, moyenne mobile et le paramètre de différenciation fractionnaire d

<sup>2</sup> Les ordres plus élevés de p et q ont également été réalisés mais la plupart des modèles ont été inappropriées compte tenu du grand nombre de paramètres utilisés pour décrire la dynamique à court terme de la série.

Pour toutes les séries des cours de change, nous avons estimé seize modèle ARFIMA3 et après que la convergence ait été assurée concernant la significativité des différents coefficients estimés. Et après avoir vérifié que les résidus suivent bien un processus de bruit blanc. Où nous avons appliqué les tests d'absence d'autocorrélation et des tests d'homoscédasticité.

Pour le test des autocorrélations le test retenu est celui du portmanteau de Ljung et Box et pour celui de l'homoscédasticité nous avons retenu le test de ARCH (où nous avons décelé la présence dans quelques modèles d'effet Arch).

Il reste maintenant à comparer entre les modèles ayant satisfait les tests cités supra pour retenir le plus adéquat pour chaque parité. Plusieurs critères peuvent être utilisés, nous avons choisi de faire notre sélection en se basant sur les critères d'information AKAIKE, Schwarz et Hannan-Quinn, ce sont des critères basés sur la théorie de l'information. L'objet étant de choisir un modèle sous la base d'une mesure de l'écart entre la vraie loi inconnue et le modèle estimé.

**Tableau 3:** Estimation ARFIMA par la méthode du maximum de vraisemblance exact pour les quatre parités

Série	AIC	SIC	HQ
DLEUR/DZD	(1 ; -0.181737;1) T(d)= -3.23 LV=8218.00269	(0 ; -0.274507;1) T(d)= -11.6 LV=8216.38936	(0 ; -0.274507;1) T(d)= -11.6 LV=8216.38936
DLJPY/DZD	(2 ; -0.101773;1) T(d)= -1.30 LV=8114.13062	(0 ; -0.245679;1) T(d)= -9.94 LV=8111.55394	(0 ; -0.245679;1) T(d)= -9.94 LV=8111.55394
LUSD/DZD	(1 ; 0.385677;3) T(d)= 6.19 LV=8244.16368	(1 ; 0.385677;3) T(d)= 6.19 LV=8244.16368	(1 ; 0.385677;3) T(d)= 6.19 LV=8244.16368
LGBP/DZD	(1 ; 0.484975;2) T(d)= 13.8 LV=8191.45526	(1 ; 0.484975;2) T(d)= 13.8 LV=8191.45526	(1 ; 0.484975;2) T(d)= 13.8 LV=8191.45526

A la lumière des résultats reportés dans le tableau (3) nous pouvons avancer que le comportement des séries des variations logarithmiques du taux de change sont caractérisés par un effet d'anti-persistance. En effet pour tous les modèles le coefficient de différenciation fractionnaire est compris dans l'intervalle  $[-0.5, -0.1]$  pour les deux cours, la constatation qui s'impose est l'absence de mémoire longue dans les séries des variations logarithmiques de ces taux de change. Les processus sont considérés comporter une mémoire intermédiaire.

Il convient maintenant de spécifier les coefficients des paramètres ARMA associés à chaque série, nous retenons à cette fin le modèle choisi par deux critères d'information sur les trois considérés, en sachant que le critère de SIC privilégie les modèles parcimonieux (celui qui comporte le moins de coefficients à estimer).

Pour le taux USD/DZD, les estimations par la procédure de la log-vraisemblance témoignent de la présence d'un phénomène de dépendance de long terme pour tous les modèles estimés. En effet, pour ces modèles, les statistiques calculées de t-student afférentes aux coefficients estimés d'intégration fractionnaire montrent que ces coefficients sont statistiquement significativement différents de zéro et admettent des signes positifs. Les coefficients estimés (d) varient dans l'intervalle (0.02; 0.498). Ces valeurs révèlent donc la présence de mémoire longue ou encore une persistance positive dans la série des logarithmiques du cours de change.

De même pour le taux GBP/DZD, les estimations témoignent aussi de la présence d'un phénomène de dépendance de long terme pour tous les modèles estimés avec des valeurs de t-student afférentes aux coefficients estimés d'intégration fractionnaire montrent que ces coefficients sont statistiquement significativement différents de zéro et admettent des signes positifs.

<sup>3</sup> Des restrictions sont posées pour les différents paramètres  $-1 < d \leq 0.49999$  pour le paramètre de différenciation fractionnaire et pour les racines des polynômes qui sont compris entre  $-0.9999$  ET  $0.9999$

**Tableau 4:** Spécification du modèle adéquat pour les quatre parités sur la base des critères d'information

Série	Critère	ARFIMA(p,d,q)	Constante	Paramètres AR		Paramètres MA		
				$\phi_1$	$\phi_2$	$\theta_1$	$\theta_2$	$\theta_3$
LUSD/ DZD	SIC,AIC, HQ	(1,0.385; 3) [0.062]	4.37680 [0.031]	0.977 [0.007]	/	-0.760 [0.064]	-0.057 [0.030]	-0.094 [0.025]
LGBP /DZD	SICAIC, HQ	(1 ; 0.485;2) [0.020]	4.73083 [0.091]	0.944 [0.018]	/	-0.801 [0.034]	-0.064 [0.021]	/
DL EUR/DZD	SIC, HQ	(0 ; - 0.274;1) [0.023]	0.0001192 [2.990e-005]	/	/	-0.089 [0.031]	/	/
DL JPY/DZD	SIC, HQ	(0 ; -0.245;1) [0.024]	-6.32737e-005 [3.782e-005]	/	/	-0.091 [0.032]	/	/

Fournies par PcGive de Ox.Metrics(6.1)

Les valeurs entre crochets représentent les écart type,

Les coefficients estimés sont significatifs au seuil de 5%.

#### 4. Analyse Comparative de la Qualité Prévisionnelle Des Processus Fractionnairement Intégrés

A l'instar de Meese et Rogoff [1983] Sarno et Taylor [2002], Nelson, Keneneth et West [2007] Mignon [1999] et bien d'autres nous considérons que le fait de battre la marche aléatoire dans une prévision hors échantillon du taux de change constitue un critère majeur d'acceptation d'un modèle de taux de change, on considère des horizons de [1, 5, 10, 15, 20,25 et 30] jours des horizons qu'on peut qualifier de court, moyen et long terme, sachant que les séries portent sur des données quotidiennes.

Pour la parité EUR/DZD

Pour ce cours de change nous avons retenu le modèle ARFIMA (0,-0.271;1) choisi par deux critères d'information.

**Tableau 5:** Comparaison des qualité prévisionnelle entre le modèle ARFIMA et la marche aléatoire pour les variations logarithmiques EUR/DZD

Horizon	Date	DLTCN observés	Le modèle ARFIMA	Ecart	La marche aléatoire	Ecart
1	01/01/08	0.00	1.5222 e-004	-1.5222 e-004	1.7074 e-004	-1.7074 e-004
5	05/01/08	0.00	5.9945 e-005	-5.9945 e-005	1.4849 e-005	-1.4849 e-005
10	10/01/08	-1.8376 e-004	7.9543e-005	-2.63303 e-004	8.6743 e-005	-2.70503 e004
20	20/01/08	0.00	0.00010917	-0.00010917	0.0011505	-1.1505 e-003
35	04/02/08	-0.0287702	0.00011654	-0.0288867	0.00012155	-0.02782
55	24/02/08	0.00	0.00011909	-1.1909 e-004	0.00012348	-1.2348 e-004
85	25/03/08	0.00569152	0.00012075	5.57077 e-003	0.00012460	5.56692 e-003

Pour la parité USD/DZD

Pour ce cours de change nous avons retenu le modèle ARFIMA (1 ; 0.385677;3)

**Tableau 6:** Comparaison des qualité prévisionnelle entre le modèle ARFIMA et la marche aléatoire pour les variations logarithmiques USD/DZD

Horizon	Date	LTCN observés	Le modèle ARFIMA	Ecart	La marche aléatoire	Ecart
1	01/01/2008	4.19733	4.2008	-0.00347	4.2008	-0.00347
5	05/01/2008	4.19984	4.2041	-0.00426	4.2042	-0.00436
10	10/01/2008	4.20227	4.2055	-0.00323	4.2055	-0.00323
20	20/01/2008	4.20513	4.2073	-0.00217	4.2073	-0.00217
35	04/01/2008	4.18235	4.2094	-0.02705	4.2095	-0.02715
55	24/02/2008	4.18934	4.2117	-0.02236	4.2018	-0.01246
85	25/03/2008	4.18141	4.2139	-0.03249	4.2140	--0.03259

Pour la parité GBP/DZD

Pour ce cours de change nous avons retenu le modèle ARFIMA(1 ; 0.484975;2) choisi par deux critères d'information

**Tableau 7:** Comparaison des qualité prévisionnelle entre le modèle ARFIMA et la marché aléatoire pour les logarithmiques GBP/DZD

Horizon	Date	LTCN observés	Le modèle ARFIMA	Ecart	La marche aléatoire	Ecart
1	01/01/2008	4.89421	4.8962	-0.00199	4.8962	-0.00199
5	05/01/2008	4.88138	4.8999	-0.001852	4.8999	-0.001852
10	10/01/2008	4.87356	4.9013	-0.02994	4.9012	-0.02994
20	20/01/2008	4.87884	4.9100	-0.03116	4.9099	-0.03106
35	04/01/2008	4.86377	4.9160	-0.05223	4.9159	-0.05213
55	24/02/2008	4.86592	4.9230	-0.05708	4.9230	-0.05708
85	25/03/2008	4.87718	4.9303	-0.05312	4.9302	-0.05302

Pour la parité JPY/DZD

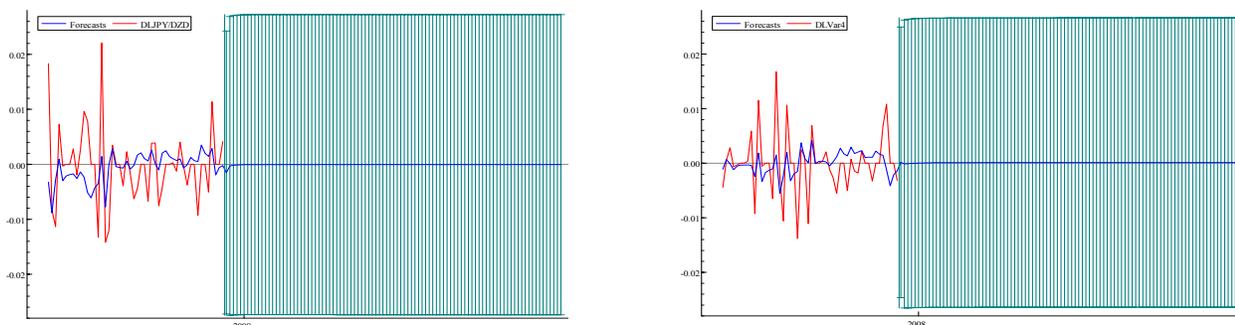
Pour ce cours de change nous avons retenu le modèle ARFIMA(0 ; -0.245679;1) choisi par deux critères d'information.

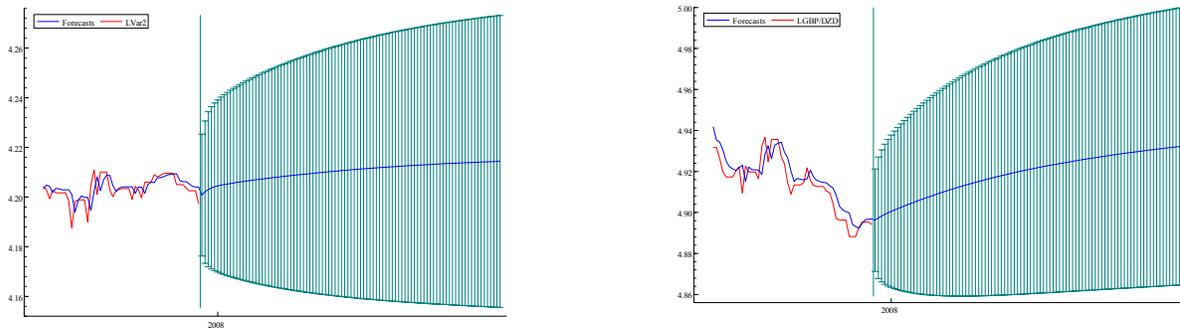
**Tableau 8:** Comparaison des qualité prévisionnelle entre le modèle ARFIMA et la marché aléatoire pour les variations logarithmiques JPY/DZD

Horizon	Date	DLTCN observés	Le modèle ARFIMA	Ecart	La marche aléatoire	Ecart
1	01/01/2008	0.00	-0.0014928	0.0014928	-0.0014801	0.0014801
5	05/01/2008	0.00	-9.6242 e-005	9.6242 e-005	-8.9710 e-005	8.9710 e-005
10	10/01/2008	-0.00310509	-5.9432 e-005	-0.00316452	-5.4002 e-005	-0.00315909
20	20/01/2008	0.00	-6.2693 e-005	6.2693 e-005	-5.8157 e-005	5.8157 e-005
35	04/02/2008	-0.0287067	-6.8147 e-005	-0.0287748	-6.4223 e-005	-0.0287709
55	24/02/2008	0.00	-6.9049 e-005	6.9049 e-005	-6.5678 e-005	6.5678 e-005
85	25/03/2008	0.00551633	-6.7564 e-005	-0.00558389	-6.5610 e-005	-0.00558194

En visualisant les résultats (où les cases grisées renvoient aux cas où la marché aléatoire est battue) et les représentations graphiques (figure2) qui comprennent 50 observations dans l'échantillon et 90 hors échantillon), on peut affirmer que la marche au hasard supplante le modèle ARFIMA, notamment pour les variations logarithmiques des cours EUR/DZD et JPY/DZD où La valeur du paramètre d'intégration  $d < -0.5$  ; les deux séries ne comportant pas de mémoire longue ; la comparaison se base alors sur le court terme (la composante ARMA du processus).

**Figure 2:** Prévisions dans et hors échantillon du modèle ARFIMA pour les quatre parités



**Figure 2:** Prévisions dans et hors échantillon du modèle ARFIMA pour les quatre parités - continued

Pour les variations logarithmiques du cours EUR/DZD, ceci même si l'écart entre les qualités des prévisions n'apparaît pas toujours très important (rappelons nous qu'il s'agit des premières différences des logarithmes des cours de change), la marche au hasard supplante le modèle ARFIMA sur les horizons de court comme de long terme ; la série étant caractérisé par un effet joseph ce qui correspond à des alternances entre des hausses et des baisses dans le processus.

Pour la série des logarithmes du cours GBP/DZD on observe que, quel que soit l'horizon de prévision (1 jour, 20 jours ou ,3 mois), la modélisation ARFIMA fournit des prévisions meilleures ou égales à ceux de la marche au hasard pour la prévision hors échantillon. pour les cours en échantillon au travers la visualisation du graphe des prévisions ; la constatation qui s'impose est la bonne qualité prévisionnelle de ce modèle pour les logarithmes des cours ; il est a noter que la modélisation par la maximum de vraisemblance exact a produit un coefficient d'intégration fractionnaire très proche de 0.5 ce qui correspond à un grand effet de persistance entre les cours éloignées dans le passé est ceux du futur ,reste à savoir que la modélisation par d'autre estimateur n'a pas converger.

Pour les logarithmes du cours USD/DZD on observe que la marche au hasard supplante ou équivalente le processus ARFIMA pour tous les horizons, en visualisant la représentation graphique on peut s'en rendre compte de l'efficacité du modèle notamment pour les prévisions en échantillon, ce cours étant aussi caractérisé par une mémoire longue ,un résultat plutôt curieux puisque la modélisation ARFIMA prend en compte le comportement de court terme de la série et également le comportement de long terme, ce qui est censé lui donné une supériorité évidente sur la marche au hasard.

Pour le dernier cours étudié JPY/DZD dont la série des variations logarithmiques est caractérisé par un effet d'anti-persistance. La aussi l'écart parait peu important s'agissant des premières différences logarithmiques. La marche au hasard bat le modèle pour quasiment tous les horizons. La aussi on explique cela par les alternances dans le processus du à l'effet d'anti-persistance qui caractérise cette série.

## 5. Conclusion

Du point de vue des qualités prévisionnelles, on observe que la modélisation ARFIMA bat systématiquement la marche au hasard pour un horizon court, ce qui induirait que les variations des taux de change pour les séries caractérisées par une mémoire longue sont prévisibles. Bien entendu, pour les séries caractérisées par une absence de structure de dépendance, la marche au hasard reste le meilleur modèle de prédiction.

L'apport principal de notre analyse est que l'on est capable de battre, sur certains horizons, la simple marche aléatoire, nous ne pourrons pas pour autant affirmer que le marché de change de ces monnaies, notamment pour ceux du dollar américain, livre sterling contre le dinar algérien répond à une logique chartiste

## References

- [1] Andrew W. Lo “ Long-term memory in stock market prices “ Working Paper No. 3014-89-EFA , May 1989
- [2] Asma Grira ,Chaker Aloui” Efficienc informationnelle, dynamique des rendements Boursiers et apport des processus de mémoire longue : fondements théoriques et validations internationales” Document de travail de l’Institut Supérieur de Gestion de Tunis.
- [3] Ata Assaf “ An examination of the long memory in the Canadian/us dollar exchange rate returns and volatility “working paper of the Odette School of Business Windsor university 2002
- [4] Bank of Sweden, 2003, Time-Series Econometrics: Cointegration and Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, Advanced Information on the Bank of Sweden Prize in Economic Sciences in Memory of Alfred Nobel, the Royal Swedish Academy of Sciences
- [5] Barkoulas, John T, Baum, Christopher F “ Fractional Differencing Modeling and Forecasting of Eurocurrency Deposit Rates” Boston college working papers in economics 317 , 1996.
- [6] Barkoulas and all “Persistent dependence in foreign exchange rates ?a reexamination” Boston College Working Papers in Economics with number 377.2000
- [7] Claudio Morana, Andrea Beltratti “ Structural change and long-range dependence in volatility of exchange rates: either, neither or both?” Journal of Empirical Finance 11 (2004) 629–658
- [8] Edgar E. Peters “ Fractal market analysis, Applying Chaos Theory to Investment and Economics’ ’,1994 by John Wiley & Sons, Inc
- [9] G.N.Fouskitakis ,S.D.Fassois “A pseudo-linear method for fractionally integrated ARMA (ARFIMA) model estimation” , Working paper of university of Patras ,greece .1996.
- [10] Geetesh Bhardwaj , Norman R. Swanson ”An Empirical Investigation of the Usefulness of ARFIMA Models for Predicting Macroeconomic and Financial Time Series ” working paper of Rutgers University, November 2003
- [11] Houmann Frederiksen ,Morten Ørregaard Nielsen “ Finite Sample Comparison of Parametric, Semiparametric, and Wavelet Estimators of Fractional Integration” Econometric Reviews Volume 24, Number 4/2005 pp 405 - 443
- [12] Hyun J. Jin, John Elder, Won W. Koo, “ A Reexamination of Fractional Integrating Dynamics in Foreign Currency Markets” Paper prepared for presentation at the American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Denver, Colorado, August 1-4, 2004
- [13] James Davidson, Philipp Sibbertsen “Tests of Bias in Log-Periodogram Regression” working paper of Hannover university, Germany.
- [14] Jean-Marc Bardet, Pierre, R. Bertrand. Véronique Billat “ Estimation non-paramétrique de la densité spectrale d'un processus gaussien observé à des instants aléatoires” Document de travail non publié de l’Université Panthéon Sorbonne
- [15] John W. Galbraith, Victoria Zinde-Walsh” Autoregression-Based Estimators for ARFIMA Models,” CIRANO Scientific Series, Février 2001 pp 04-14.
- [16] Jurgen A. Doornik\_ Marius Ooms “ Inference and Forecasting for ARFIMA Models With an Application to US and UK Inflation” Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics” Vol. 8, No. 2, Article14 .2004
- [17] Jussi Tolvi “Long memory in a small stock market” Economics Bulletin, Vol. 7, No. 3 pp. 1–13 , 2003
- [18] Lorenc Ekonomi, Argjir Butka” Jackknife and bootstrap with cycling blocks for the estimation of fractional parameter in ARFIMA model”, Turk J Math 34 (2010) , 1 – 8
- [19] Luis Martins, Vasco J. Gabriely “ Integer and Fractional Cointegration of Exchange Rates – The Portuguese Case” working paper of University of Minho 1999
- [20] Mehdi Mahjoub “ Une semaine sur le “Reuters” : Essai de modélisation de la dynamique de change

- [21] intra-quotidienne de très haute fréquence (parité TND/USD)”, mémoire de fin d’étude approfondies en finance , mai 2004
- [22] Michel Beine, Sébastien Laurent “Structural change and long memory in volatility ; new evidence from daily exchange rate “ working paper of liege university Belgium , January 2000
- [23] Michael Dueker , Patrick.K.Asea ‘ ‘Non-Monotonic Long Memory Dynamics in Black-Market Exchange Rates” Working Paper 1995-003A of Federal Reserve Bank of St. Louis, 1995
- [24] Michael K. Anderssony , Mikael P. Gredenhoff ”Bootstrap Testing for Fractional Integration” , Working Paper Series in Economics and Finance No. 188, August 1997
- [25] Olanrewaju. I. Shittu , Olaoluwa Simon Yaya “ Measuring Forecast Performance of ARMA and ARFIMA Models: An Application to US Dollar/UK Pound Foreign Exchange Rate” European Journal of Scientific Research Vol.32 No.2 (2009), pp.167-176
- [26] Peter Winker, Vahidin Jeleskovic “Dependence of – and Long Memory in – Exchange Rate Returns: Statistics, Robustness, Time Aggregation” Working PaperSeries, WP011-07 of the Centre for Computational Finance and Economic, Agents, university of Essex .January 2007
- [27] Raphael N. Markellos, Terence C. Mills” The Econometric Modelling of Financial Time Series” Third edition, Cambridge university press ,2008
- [28] Régis Bourbonnais, Michel Terraza “ Analyse des séries temporelles, applications à l’économie et à la gestion “ edition dunod 2004
- [29] Richard .T.Baillie, Tim Bollerssev “the long memory of the forward premium “, journal of international money and finance 13 (5) 565-571.1994.
- [30] Rolf Tschernig “ Long memory in foreign exchange rates revisited “, Institute of statistics and econometrics, university of berlan 1994.
- [31] Rueys Tsay “ Analysis of Financial Time Series “ Third Edition, Published by John Wiley & Sons2010
- [32] Ruipeng Liu and Thomas Lux “ Long Memory in Financial Time Series: Estimation of the Bivariate Multi-Fractal ModelAnd Its Application For Value-at-Risk” working paper of University of Kiel, Germany
- [33] Sandrine Lardic , Valérie Mignon “ Les tests de mémoire longue appartiennent-ils au camp du démon ?” Revue économique vol 47 N°3 pp 531-540 ,1996
- [34] Soosung Hwang , Stephen E. Satchell “ Implied volatility forecasting: a comparison of different procedures including fractionally integrated models with applications to UK equity options” in Forecasting Volatility in the Financial Markets Third edition Edited by John Knight , Stephen Satchell , 2007 Elsevier finance Ltd
- [35] Terence C. Mills, Raphael N. Markellos “ The Econometric Modelling of FinancialTime Series” Third edition, Cambridge University Press.2008
- [36] Tsung-wu Ho , Shu-Ing Liu “ Thershold ARFIMA-GARCH Model and the real exchange rate forecasting ,a Bayesian analysis” , working paper of shih hsin university , taiwan 2005
- [37] Valérie Mignon, Sandrine Lardic “Prévision ARFIMA des taux de change : les modélisateurs doivent-ils encore exhorter à la naïveté des prévisions ?” , annales d’économie et de statistique – N° 54 – 1999.