



**ERF  
WORKING  
PAPER  
SERIES**

PHÉNOMÈNE DE DÉPENDANCE DE COURT ET DE  
LONG TERME DE LA VOLATILITÉ DES COURS DE  
CHANGE: CAS DU MARCHÉ INTERBANCAIRE  
TUNISIEN (MARS 1994- MARS 2004)

Chaker Aloui

Working Paper 0315



ECONOMIC RESEARCH FORUM

**PHÉNOMÈNE DE DÉPENDANCE DE COURT ET DE LONG  
TERME DE LA VOLATILITÉ DES COURS DE CHANGE:  
CAS DU MARCHÉ INTERBANCAIRE TUNISIEN  
(MARS 1994- MARS 2004)**

Chaker Aloui

**Working Paper 0315**

Faculté des Sciences Economiques et de Gestion de Tunis Departement des Sciences de Gestion (finance) [Chaker.aloui@fsegt.rnu.tn](mailto:Chaker.aloui@fsegt.rnu.tn). Nous remercions vivement tous les responsables de la salle des changes et du service informatique de la Banque centrale de Tunisie pour avoir mis à notre disposition la base de données. Nous remercions également les rapporteurs anonymes qui, par leurs critiques et commentaires, ont amélioré la qualité scientifique de ce papier.

## Résumé

Dans ce papier nous tenterons de cerner et de modéliser le phénomène de dépendance de court et de long terme de la volatilité des cours de change au travers d'une approche fondée sur le processus de mémoire longue. Notre étude empirique porte sur un échantillon couvrant les cours moyens GBP, USD et EUR durant la période globale de fonctionnement du marché des changes interbancaire tunisien (mars 1994- mars 2004). Les résultats obtenus témoignent de la présence d'un certain phénomène de persistance de long terme dans la volatilité des cours de change. Les processus de type FIGARCH semblent cerner ce phénomène.

## ملخص

.2004

1994

FIGARCH

## 1. Introduction

Actuellement, l'idée communément admise dans la littérature afférente à la problématique épineuse de la dynamique de change est que les variations des cours de change quotidiens, tout comme de nombreuses séries financières de haute fréquence, présentent un ensemble de propriétés statistiques bien établies. A cet égard, Meese et Singleton (1982), Meese et Rogoff (1983, 1988), Corbae et Ouliaris (1986), Baillie et Bollerslev (1989) et autres, ont montré que les séries temporelles des cours de change nominaux exhibent souvent la présence de racine unitaire tandis que les variations sont stationnaires. Ces résultats impliquent que la dynamique des cours de change semble être bien cernée par un simple processus de marche aléatoire et, par conséquent, la meilleure prévision des cours de change de demain et celle d'aujourd'hui. D'autres chercheurs tels que Cornell et Dietrich (1978), Levich (1979), Dooley et Shafer (1983) ont montré que les variations des cours de change se caractérisent souvent par l'absence de phénomènes d'autocorrélation. Cette conclusion n'a pas été, cependant, confirmée par Poole (1967), Baillie et McMahon, Palm et Vlaar (1997). Ces auteurs ont pu détecter la présence d'une certaine autocorrélation de premier ordre. Dans ce même sillage, d'autres chercheurs se sont orientés vers l'étude des phénomènes d'autocorrélation, d'hétéroscédasticité et de la non constance dans le temps de la variance conditionnelle donnant, par conséquent, lieu à deux familles de modèles non linéaires. La première soutenue par Taylor (1986), Harvey, Ruiz et Shephard (1994) regroupe les modèles à volatilité stochastique (*VS*). La seconde a trait aux modèles d'hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive (ARCH). Cette approche de modélisation a connu durant les deux dernières décennies des développements spectaculaires. Ainsi, les processus ARCH, introduits initialement par Engle (1982) et généralisés par Bollerslev (1986) avec les processus GARCH, ont été, par suite, étendus par Engle et Bollerslev (1986) au cas des processus asymétriques en variance (EGARCH). Parallèlement à cette voie de recherche, les investigations empiriques se sont orientées vers l'étude des propriétés statistiques des distributions des variances. Au terme d'un grand nombre d'études, les chercheurs concluent souvent à la présence des propriétés atypiques par rapport aux distributions gaussiennes dans les distributions des variations de change. La présence de regroupement de valeurs extrêmes fournit souvent à ces distributions des queues épaisses et une certaine asymétrie. Nous citons, à titre d'illustration, les travaux de Westerfield (1977), Cornell et Dietrich (1978), Bollerslev (1987), Boothe et Glassman (1987), Hsieh (1988), Altan, Avouyi-Dovi et Ducros (1992),... etc.. S'agissant de la conformité de ces distributions à la distribution d'une loi normale, hypothèse angulaire de plusieurs modèles en finance (modèle d'évaluation des actifs financiers (*MEDAF*), modèle d'évaluation des actifs financiers internationaux (*MEDAFI*), modèle d'évaluation par arbitrage (*MEA*), modèle d'évaluation des options de change de Garman Kohlhagen (1983), Grabbe (1983), Whaley (1987),...etc.), les auteurs confirment souvent le rejet de l'hypothèse de normalité. Quant à l'hypothèse d'interdépendance et de distribution identique (i.i.d.), elle est souvent rejetée ce qui implique qu'il y a souvent un rapprochement excessif entre les données (Hsieh (1989), De Grauwe et al. (1993), Preumont (1996),... etc.). La jonction entre les études portant sur les propriétés temporelles des variations de change et les modèles d'hétéroscédasticité conditionnelle montre que le processus simple de marche aléatoire affecté d'une kurtosis excessive et d'une hétéroscédasticité variable dans le temps semble cerner la dynamique de change sur des horizons de court terme. Partant de cette conclusion, d'autres études menées par Boothe, Kaen et Koeveos (1982) et Cheung (1993) ont cherché à améliorer la performance de ces modèles en intégrant l'hypothèse d'une éventuelle présence d'une intégration fractionnaire et, chemin faisant, d'une mémoire longue dans les variations quotidiennes de change. A cet égard, la recherche empirique s'est orientée vers une nouvelle piste de recherche qui consiste à intégrer le phénomène de dépendance de long terme au travers des processus de type *GARCH* fractionnairement intégrés (*FIGARCH*) introduits initialement par Baillie, Bollerslev

et Mikkelsen (1996). Les processus *FIGARCH* constituent un cas intermédiaire entre les processus *GARCH* et *IGARCH*. Ils présentent le mérite de faire la fonction entre les dynamiques de court terme et de long terme de la volatilité. La dynamique de court terme est cernée par le processus *GARCH*. Celle de long terme étant prise en compte par le coefficient d'intégration fractionnaire. Actuellement, la littérature empirique fournit d'innombrables tentatives de spécification de la dynamique de change fondées sur les processus de type *FIGARCH*. Nous citons, à titre d'exemple, les travaux de Bollerslev et Mikkelsen (1996), Tse (1998), Maheu (2002), Andersen, Bollerslev, Diebold et Labys (2002), Martens et Zein (2002), Pong, Shackleton, Taylor et Xu (2002),...etc. Les résultats obtenus montrent que les processus *FIGARCH* semblent être capables de cerner le caractère fortement persistant de la volatilité des taux de change. Notre étude empirique se situe dans la même lignée de ces travaux. Nous tenterons de cerner et de modéliser le phénomène de persistance de long terme de la volatilité des variations des cours de change au moyen des processus de type *FIGARCH*. Hormis l'avantage évident de se confronter aux spécificités du contexte tunisien, notre étude présente le mérite de porter sur un échantillon de fréquence quotidienne couvrant la période globale de fonctionnement du marché des changes interbancaire (mars 1994- mars 2004). Le présent papier s'organise comme suit : la section 2 expose les fondements des processus de mémoire longue et définit les processus *FIGARCH*. La section 3 fournit une revue de la littérature empirique afférente à la question. La section 4 débute notre étude empirique en détectant la présence de mémoire longue dans le comportement de la variance des rendements. La section 5 sera réservée à la modélisation *FIGARCH*. La section -6 conclut.

## 2. Modélisation de la mémoire longue de la volatilité via les processus *FIGARCH*

### 2.1 Mémoire de court et de long terme et les modèles *FIGARCH*

La prise en compte d'une éventuelle intégration fractionnaire de la variance conditionnelle a été initialement évoquée par Ding et Granger (1996) et Ding, Granger et Engle (1993). Formellement, les modèles *FIGARCH* ont été introduits par Baillie, Bollerslev et Mikkelsen (1996). Le point de départ est un processus *GARCH* ( $p, q$ ). Il peut s'écrire comme suit:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 = \alpha_0 + \alpha(L) \varepsilon_t^2 + \beta(L) \sigma_t^2 \quad (2)$$

Où,  $\alpha^2$  est la variance conditionnelle ;  $\alpha_0 > 0; \alpha_i \geq 0; \beta_j \geq 0; i = 1, 2, \dots, q$ .

Les processus *GARCH* ( $p, q$ ) sont des processus à mémoire courte puisque l'effet d'un choc sur la variance décroît à un taux exponentiel. Le processus *GARCH* ( $p, q$ ) peut s'écrire également comme suit :

$$[1 - \alpha(L) - \beta(L)] \varepsilon_t^2 = \alpha_0 + [1 - \beta(L)] \mu_t \quad (3)$$

Par conséquent, lorsque le polynôme de retard  $[1 - \alpha(L) - \beta(L)]$  contient une racine unitaire, le processus *GARCH* intégré (noté *IGARCH*( $p, q$ )) s'écrit :

$$\Phi(L)(1-L) \varepsilon_t^2 = \alpha_0 + [1 - \beta(L)] \mu_t \quad (4)$$

Avec ;  $\Phi(L) = [1 - \alpha(L) - \beta(L)](1-L)^{-1}$

Les processus *FIGARCH* constituent un cas intermédiaire entre les processus *GARCH* et *IGARCH*. En remplaçant  $(1-L)$  par l'opérateur  $(1-L)^d$ , où ( $d$ ) est le paramètre d'intégration fractionnaire, le processus *FIGARCH* s'écrit :

$$\Phi(L)(1-L)^d \varepsilon_t^2 = \alpha_0 + [1 - \beta(L)] \mu_t \quad (5)$$

Les racines des polynômes  $\Phi(L)$  et  $[1 - \beta(L)]$  étant à l'extérieur du disque unitaire. Ainsi, si  $d = 0$ , le processus *FIGARCH*  $(p, d, q,)$  se réduit à un *GARCH*  $(p, q,)$ . Si  $d = 1$ , le *FIGARCH* devient un *IGARCH*.

En remplaçant  $\mu_t$  par sa valeur en fonction de  $\sigma_t^2$ , on peut écrire l'équation (5) comme suit :

$$[1 - \beta(L)]\sigma_t^2 = \alpha_0 + [1 - \beta(L) - \Phi(L)(1-L)^d]\varepsilon_t^2 \quad (6)$$

L'équation de la variance est alors donnée par :

$$\sigma_t^2 = \alpha_0[1 - \beta(1)]^{-1} + \lambda(L)\varepsilon_t^2 \quad (7)$$

$$\text{Avec ; } \lambda(L) = [1 - [1 - \beta(L)]^{-1}\Phi(L)(1-L)^d]$$

$$= \lambda_1 L + \lambda_2 L + \dots$$

et  $\lambda_k \geq 0$  et  $k = 1, 2, \dots, n$

Bollerslev et Mikkelsen (1996) notent que les séquences d'un choc sur la variance conditionnelle du processus *FIGARCH*  $(p, d, q,)$  décroissent à un taux hyperbolique lorsque :  $0 \leq d < 1/2$  (Bollerslev et Mikkelsen (1996), p. 155).

### 3. Etat de la question

De nombreuses études ont testé la persistance de la volatilité des variations des taux de change nominaux (Engle et Bollerslev (1986), Bollerslev (1987), McCurdy et Morgan (1987), Hsieh (1988), Baillie et Bollerslev (1989), Hsieh (1989), et autres). Ces auteurs ont été souvent amenés à conclure en faveur des processus de type *GARCH* intégrés en variance *IGARCH*. Or, ces processus semblent être réellement incapables à cerner convenablement le caractère fortement persistant de la volatilité des taux de change. En effet, selon les enseignements d'un processus *IGARCH*, l'effet d'un choc sur la volatilité de la variation du cours de change persiste à travers le temps de manière presque infinie, ce qui semble peu réaliste. De ce fait, ce type de comportement ne peut être cerné au moyen d'un processus de mémoire courte de type *ARCH*, *IGARCH* ou *EGARCH*. Ces modèles supposent une décroissance rapide de l'effet d'un choc sur la variance conditionnelle. Quant aux processus de type *IGARCH*, ils supposent une persistance infinie du choc. A ce propos, Poon et Granger (2002), dans un article survey avancent : « [...], *Volatility persistence is a feature that many time series models are designed to capture. A GARCH model features an exponential decay in the autocorrelation of conditional variances. However, it has been noted that squared and absolute returns of financial assets typically have serial correlations that are slow to decay similar to these of I(d) process. A shock in the volatility series seems to have very long memory and impact on future volatility over long horizon* » (Poon et Granger (2002), p.11). Eu égard à ces résultats, la recherche empirique afférente à la problématique de la dynamique de change s'est orientée vers une nouvelle piste de recherche qui consiste à cerner le phénomène de dépendance de long terme via les processus *FIGARCH*. A ce propos, Mikkelsen et Bollerslev considèrent que les processus de type *FIGARCH*, qui en autorisant la présence d'une intégration fractionnaire, peuvent constituer une solution de réconciliation entre les processus de type *GARCH* et *IGARCH* (Mikkelsen et Bollerslev (1996), p. 157). En réalité, il a fallu attendre les travaux de Baillie, Bollerslev et Mikkelsen (1996) pour mieux spécifier la dynamique de change. Ainsi, les premières tentatives d'application des processus *FIGARCH* remontent à 1996 avec ces auteurs. En se fondant sur des séries temporelles de cours de change nominaux couvrant la parité DEM/USD pour la période

(1979 :03-1992 :12), les auteurs concluent à la présence d'un processus de type *FIGARCH* avec un coefficient d'intégration fractionnaire ( $d$ ) positif. En 1998, Tse s'est livré à une analyse comparative de performance prédictive des processus *ARCH* et *FIGARCH* pour un échantillon de la parité JPY/USD couvrant la période (1978 :01-1994 :06). L'auteur conclut en faveur du processus *FIGARCH*. En effet, les résultats obtenus révèlent la présence d'un coefficient d'intégration fractionnaire positif et statistiquement significatif. Dans cette même voie, Maheu (2002) a mené une analyse comparative des processus *CGARCH* (Component *GARCH*) introduit par Engle et Lee (1999) et les processus *FIGARCH* sur un support empirique comportant des séries temporelles de rendements de certains actifs financiers (trois indices boursiers et deux cours de change : DEM/USD et JPY/USD). En ce qui concerne les cours de change, la période d'étude va de janvier 1979 au mois de juin 2001. Au terme de ces investigations, l'auteur montre que le processus de type *CGARCH* permet, dans certaines conditions, de cerner la dépendance de long terme des actifs financiers. Andersen, Bollerslev, Diebold et Labys (2002), en testant la performance du processus *FIGARCH* sur des données quotidiennes couvrant les parités JPY/USD et DEM/USD couvrant la période (1986 :12-1999 :06), confirment bien la bonne performance des processus de type *FIGARCH*. En retenant des séries temporelles intra quotidiennes (données *tick by tick*) relatives aux contrats Futures portant sur le sous-jacent JPY/USD couvrant la période (1996 :01-2000 :12), Martens et Zein (2002) concluent à la présence d'un processus de type *ARFIMA-GARCH*. Ce processus semble être également valable pour les contrats Futures sur le pétrole brut. Dans la même lignée des travaux de Martens et Zein (2002), Pong, Shackleton, Taylor et Xu (2002) ont tenté de modéliser le comportement de la parité USD/GBP durant les deux sous périodes *in sample* (1987 :07-1993 :12) et *out sample* (1994 :01-1998 :12). Ils confirment la présence d'une intégration fractionnaire des séries de rendements intra quotidiens et proposent un modèle de type *ARFIMA-GARCH*. En ayant recourt aux critères d'évaluation de la moyenne des carrés des écarts et de la moyenne des erreurs absolues, Vilasuso (2002) procède à une analyse comparative des processus *FIGARCH*, *GARCH* et *IGARCH*. Le support empirique retenu couvre les périodes dans l'échantillon (1979 :03-1997 :12) et hors échantillon (1981 :01-1999 :12) pour les parités CAD/USD, FRF/USD, DEM/USD, JPY/USD et GBP/USD. Les résultats de Vilasuso révèlent la supériorité des processus *FIGARCH* en matière de prévision de la volatilité. Zumbach (2002), confirme également la bonne capacité prédictive du processus *FIGARCH* pour le cas des données intra quotidiennes (parités : USD/CHF et USD/JPY, période (1989 : 01-2000 :07).

#### **4. Dépendance de court et de long terme de la volatilité interbancaire**

##### **4.1. Données**

Notre étude empirique sera conduite sur un échantillon couvrant les trois parités suivantes TND/USD, TND/GBP et TND/EUR sur la période allant du premier mars 1994, date d'ouverture du marché des changes interbancaire tunisien au premier mars 2004, soit la période globale de fonctionnement du marché interbancaire. En ce qui concerne l'Euro, il va sans dire que la période d'étude débute du 04 janvier 1999, date de lancement de l'Euro sur les marchés des changes internationaux. Les données collectées sont de fréquence quotidienne. Elles nous ont été fournies par les services des changes de la Banque Centrale de Tunisie (BCT). Nos séries temporelles des parités du Dollar, de la Livre sterling et de l'Euro comportent respectivement un total de 2432, 1742 et 1212 observations. Les cours correspondent à des « *mid* » interbancaires<sup>1</sup>. Dans tout ce qui suit, nous définissons le rendement moyen interbancaire comme suit :

---

<sup>1</sup> Les cours correspondent réellement à des moyennes interbancaires pondérées par le volume de transaction.

$$r_t = 100 \text{Log} \left( \frac{S_t}{S_{t-1}} \right),$$

Où,  $S_t$  et  $S_{t-1}$  sont les cours spot moyens interbancaires aux instants ( $t$ ) et ( $t-1$ ).

#### 4.2 Statistiques descriptives

Les statistiques descriptives afférentes aux différentes séries de rendements interbancaires sont consignées dans le tableau (1)

A la lumière de ces statistiques descriptives, nous constatons que les parités TND/USD et TND/GBP exhibent les écarts types les plus élevés. Ces deux parités semblent être plus volatiles que l'Euro sur le marché des changes interbancaire. En se référant au test d'aplatissement du Kurtosis (noté  $K$ ), nous constatons la présence de forts excès de Kurtosis pour les trois parités retenues. En effet, selon les statistiques t-Student afférentes aux Kurtosis, les valeurs calculées de la statistique ( $K$ ) s'écartent significativement de la valeur de référence pour une loi normale (i.e.  $K = 3$ ), ce qui témoigne bien de la présence d'un caractère leptokurtique dans les fonctions de densité non conditionnelle des séries. Concrètement, ce caractère tient à la présence de queues plus épaisses que celles de la loi normale, ce qui laisse présager l'importance des valeurs extrêmes par rapport à la moyenne. En ce qui concerne l'hypothèse de symétrie, les valeurs calculées de la statistique de Skewness (notée  $S$ ) s'écartent significativement par rapport à zéro et ce, quelque soit la parité retenue. La significativité des écarts de la Skewness par rapport à sa valeur de référence étant testée par le biais de la statistique  $y$  afférente de t-Student. Le signe négatif de la statistique observé au niveau de la Livre sterling indique que la distribution est étalée vers la gauche. Elle est étalée à droite pour le cas de la parité TND/EUR, d'où le caractère asymétrique de ces deux séries. Cette asymétrie fait présomption quant à la présence de non normalité dans le processus d'évolution des variations moyennes interbancaires. Il est, en effet, possible de rapprocher les notions d'asymétrie et de non linéarité puisque l'on sait que les modèles linéaires gaussiens ne peuvent générer qu'un comportement symétrique de la série et ne peuvent pas donc rendre compte des phénomènes d'asymétrie. Cette éventuelle non linéarité peut, en fait, confirmer la présence d'un effet ARCH, fréquemment rencontré dans les séries financières. S'agissant du test de normalité de Jarque et Béra (JB), rappelons que, sous l'hypothèse nulle de normalité, la statistique (JB) épouse une loi de Khi-deux à deux degrés de liberté. Du tableau ci-dessous, nous rejetons catégoriquement l'hypothèse de normalité pour toutes les distributions en question. En effet, les valeurs calculées de (JB) sont fortement élevées et conduisent à un rejet de l'hypothèse nulle à un seuil de significativité de 1%. Ces premiers constats confirment l'idée communément admise dans la littérature empirique. Nous citons, à titre d'exemple, Mandelbrot (1963), Fama (1965), Boothe et Glassman (1987), Friedman et Vandersteel (1982), Atlan, Avouyi et Ducos (1992), Bollerslev (1986,1988), Jorion (1995) et autres.

#### 4.3. Stationnarité

Pour tester la stationnarité des variations quotidiennes interbancaires, nous avons eu recours aux tests de racine unitaire de Dickey et Fuller ( $DF$ ) (1979, 1981), de Phillips et Perron (note  $PP$ ) (1988) et de Kwiatkowski et al. (noté  $KPSS$ ) (1992). Le choix de ces tests s'explique par le fait que les deux premiers tests ( $DF$  et  $PP$ ) visent à tester la validité de l'hypothèse nulle de racine unitaire et ce, contre l'hypothèse alternative d'absence de racine unitaire tandis que la procédure de test de  $KPSS$  impose la stationnarité sous l'hypothèse nulle. En fait, l'inconvénient majeur au niveau des tests usuels d' $ADF$  et de  $PP$  est qu'ils sont biaisés en faveur de l'acceptation de l'hypothèse nulle de racine unitaire. Pour contourner cette difficulté, Kwiatkowski et al. (1992) ont suggéré une procédure de test alternative fondée sur l'idée d'imposer la stationnarité sous l'hypothèse nulle. Le recours à ces tests tient également



au fait qu'ils permettent de distinguer les processus de mémoire courte de ceux de mémoire longue. A cet égard, quatre cas se présentent: (i) rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire par les tests d'*ADF* et de *PP* et acceptation de l'hypothèse nulle de stationnarité par le test *KPSS*: on est bien en présence d'un processus stationnaire (i.e.  $I(0)$ ), (ii) non rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire par les tests d' *ADF* et de *PP* et rejet de l'hypothèse nulle de stationnarité par le test *KPSS*: les trois tests convergent et confirment la présence d'un processus intégré d'ordre un (i.e.  $I(1)$ ), (iii) rejet de l'hypothèse nulle par les tests *ADF*, *PP* et *KPSS*, le processus en question n'est ni  $I(0)$ , ni  $I(1)$ , ce qui laisse présager l'éventuelle présence d'un processus de mémoire longue, (iv) acceptation de l'hypothèse nulle par les trois tests: ce résultat fait présomption de problème de données. Celles-ci peuvent ne pas contenir suffisamment d'informations sur les caractéristiques de long terme du processus en question. Les résultats des tests de stationnarité sont reportés dans le tableau (2). A ce niveau, il faut noter que ces tests ont été conduits en présence des ordres de retard de 1, 5, 10, 15 et 20 dans les différences premières de la variable dépendante de la régression sous-jacente au test *ADF* et dans la fenêtre de Newey-West (respectivement, celle de Bartlett) pour les tests de *PP* et de *KPSS*. L'hypothèse relative à la présence ou non d'une constante a été également prise en considération.

En se référant aux valeurs calculées des tests *ADF* et *PP*, nous rejetons sans ambiguïté l'hypothèse nulle d'une racine unitaire dans les séries différenciées de taux de change quel que soit le modèle considérée (avec ou sans constante) ainsi que l'ordre de la structure de retard sélectionné<sup>2</sup>. Ce résultat est confirmé par les tests *KPSS* puisque que nous acceptons l'hypothèse nulle de stationnarité à niveau de confiance de 99%, à l'exception de l'Euro ou cette hypothèse est acceptée à un seuil de significativité de 5%. Pour toutes les séries, la situation (i) semble se vérifier: le processus gouvernant les séries de rendements est stationnaire (i.e.  $I(0)$ ). En d'autres termes, les cours spot sont  $I(1)$ . Les résultats de ces tests renforcent donc le consensus actuel autour de la stationnarité des variations quotidiennes des cours de change.

#### **4.4. Les propriétés statistiques de la volatilité : le court et le long terme**

##### *4.4.1. Une analyse préliminaire*

Afin de justifier la pertinence empirique du choix du processus de mémoire longue dans la volatilité des variations des cours de change, nous avons procédé par une analyse descriptive préliminaire. En empruntant la même démarche de Bollerslev et Mikkelsen (1996), nous avons utilisé les variations absolues des séries  $|r_t|$  comme une mesure de la volatilité (Bollerslev et Mikkelsen (1996), p. 155-156). En effet, selon Taylor (1986), les variations absolues présentent une plus forte autocorrélation que le carré des variations. Ainsi, nous avons présenté graphiquement les allures des fonctions d'autocorrélations des variations absolues, des différences premières des variations absolues (i.e.  $(1-L)|r_t| \equiv |r_t| - |r_{t-1}|$ ) et des variations absolues différenciées fractionnairement (i.e.  $(1-L)^d|r_t|$ ). Le coefficient d'intégration fractionnaire a été arbitrairement choisi ( $d = 0.5$ ). L'ordre de retard maximum retenu étant de 1000, soit, environ quatre ans (cf. figures 1, 2 et 3). L'intervalle de confiance correspond à celui de Bartlett ( $\pm 1.96 / T^{1/2}$ ),  $T$  étant le nombre d'observations.<sup>3</sup> La persistance de chaque série a été formellement testée par le biais du test de Box-Pierce (noté *BP*). Les valeurs calculées de la statistique de Box-Pierce sont consignées dans le tableau (3):

<sup>2</sup> Nous avons pratiqué les mêmes tests avec des ordres de retards plus importants, soit, 20, 30, 40 et 50 retards. Les résultats obtenus demeurent inchangés.

<sup>3</sup> Les fonctions ACF ont été réalisées au moyen du Logiciel LMA (Long Memory Analysis Package).

Les allures des fonctions d'autocorrélations appellent les commentaires suivants : (i) nous constatons des phénomènes de regroupement de volatilité ce qui témoigne de la non constance de la volatilité dans le temps et laisse présager la présence d'un effet *ARCH* (ii) les structures d'autocorrélations de ces séries décroissent rapidement dès les premiers retards mais exhibent une décroissance hyperbolique pour des ordres de retard élevés. Rappelons, à ce niveau, que les processus *IGARCH* et *GARCH* impliquent souvent une décroissance exponentielle de la fonction d'autocorrélation de la variance conditionnelle et peuvent donc difficilement rendre compte de cette dynamique, (Bollerslev et Mikkelsen (1996), p. 155) (iii) pour des ordres de retard très élevés, les séries de rendement absolues font apparaître des coefficients d'autocorrélation statistiquement significatifs (i.e. niveau de confiance de 95%), (iv) S'agissant des fonctions relatives aux séries de rendements différenciées (entièrement ou fractionnairement), nous constatons que la persistance apparente dans les fonctions d'autocorrélation des variations absolues s'est considérablement réduite. Les enseignements de l'analyse graphique semblent être confirmés par les valeurs calculées de la statistique de Box-Pierce. En effet, les statistiques de ce test sont très élevées et hautement significatives pour les séries de rendement absolues. Il n'en demeure pas moins que ces valeurs ont tendance à baisser<sup>4</sup> tout en restant significatives. Au total, cette première analyse descriptive préliminaire suggère que la volatilité des rendements moyens interbancaires est fractionnairement intégrée ou à mémoire longue. Ainsi, les processus de type *FIGARCH* semblent être tout à fait capables de cerner un tel comportement en endogénéisant la valeur du paramètre d'intégration fractionnaire.

#### 4.4.2. Les effets *ARCH*

Les figures 7, 8 et 9<sup>5</sup> retraçant l'évolution des rendements interbancaires montrent des séries relativement volatiles. Nous observons d'ailleurs des regroupements de volatilité : les fortes variations ont tendance à être suivies par de fortes variations et les faibles variations par de faibles variations ce qui témoigne d'une non constance de la volatilité dans le temps. Ces constats suggèrent qu'un processus de type *ARCH* pourrait être adapté à la modélisation de ces séries. En outre, les statistiques descriptives (*S, K, JB*) nous confortent dans l'estimation d'un modèle non linéaire et plus particulièrement d'un modèle de type *ARCH*. Afin de mettre en œuvre le test *ARCH*, nous étions amenés à spécifier les processus *AR(p)* propres à chaque série de rendement. Pour ce faire, nous avons eu recours aux profils des corrélogrammes d'autocorrélations et d'autocorrélations partielles ainsi que les critères d'informations d'Akaike (*AIC*) et de Schwartz (*SIC*). Cette procédure nous a permis de retenir des ordres de retard 1, 2 et 3 pour respectivement le Dollar, l'Euro et la Livre sterling. Les résultats des tests *ARCH* sont regroupés dans le tableau (4):

Nous constatons que la probabilité associée à la statistique de test ( $TR^2$ ) est nulle, ce qui nous amène au rejet de l'hypothèse nulle d'homoscédasticité en faveur de l'alternative d'hétéroscédasticité.

#### 4.4.3. Dynamique de court terme et processus *GARCH*

Notre objectif, à présent, est d'estimer l'équation de la variance conjointement à l'équation de la moyenne. Pour ce faire, nous utilisons la technique de maximum de vraisemblance. Quatre estimations ont été réalisées : processus *ARCH*, *GARCH*, *GARCH-M*, *EGARCH* et *TGARCH*. S'agissant du Dollar américain, nous avons retenus les processus suivants : *AR(1)-ARCH(4)*, *AR(1)-GARCH(1,1)*, *AR(1)-TGARCH(1,1)*, et *AR(1)-EGARCH(1,1)*. Quel modèle doit-on finalement retenir pour la modélisation de la variance conditionnelle ? Dans la mesure où le

<sup>4</sup> Cette statistique pourrait être éventuellement non significative si le coefficient d'intégration fractionnaire (*d*) a été judicieusement choisi.

<sup>5</sup> Ces figures sont reproduites en annexe 2.

phénomène d'asymétrie est présent, nous pouvons penser que les modèles les plus appropriés sont les processus *EGARCH* et *TGARCH*. Le choix entre ces modèles peut s'effectuer au moyen des critères de comparaison des modèles. A titre indicatif, nous retenons également les valeurs calculées des critères pour chacun des processus. Le tableau 5 relate l'ensemble des résultats obtenus.

La comparaison des critères de sélection entre les différents modèles (tableau 5) nous conduit à sélectionner le processus *AR(2)-ARCH(1,1)-M* pour la parité TND/EUR, *AR(1)-EGARCH(1,1)* pour la parité TND/USD et *AR(3)-EGARCH(1,1)* pour le cas de la parité TND/GBP.

## 5. Modélisation FIGARCH

### 5.1. Analyse en terme d'*R/S* et d'*R/S* modifiée

L'estimation du processus *FIGARCH* exige au préalable l'application de la procédure de test (*R/S*) modifiée en vue de mettre en exergue formellement la présence de mémoire longue dans la volatilité des cours de change interbancaires. L'analyse (*R/S*) est particulièrement intéressante dans la mesure où elle permet, via le coefficient de Hurst (*H*), de classer les séries temporelles en fonction de la nature de leurs mémoires. En réalité, le recours à la statistique (*R/S*) modifiée tient à trois raisons. (i) la statistique (*R/S*) traditionnelle est extrêmement sensible à la dépendance de court terme (ii) la distribution de probabilité de (*R/S*) est inconnue (iii) elle est robuste à un grand nombre de formes d'hétéroscédasticité en particulier l'hétéroscédasticité conditionnelle (Cheung (1983). Pour l'essentiel, la statistique (*R/S*) s'écrit comme suit :

$$\tilde{Q}_{mT} = R / \sigma_T(q) = \frac{1}{\sigma_T(q)} \left[ \max_{1 \leq k \leq T} \sum_{j=1}^k (X_i - \bar{X}_T) - \min_{1 \leq k \leq T} \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X}_T) \right] \quad (8)$$

$$\text{Où ; } \sigma_t^2(q) = \frac{1}{T} \sum_{j=1}^T (X_j - \bar{X}_T)^2 + \frac{2}{T} \sum_{j=1}^q w_j(q) \left[ \sum_{i=j+1}^T (X_i - \bar{X}_T)(X_{ij} - \bar{X}_T) \right] \quad (9)$$

$$\text{Avec, } w_j(q) = 1 - \frac{j}{q+1}, \quad q < T$$

$X_t$  étant la série temporelle en question

$\bar{X}_T$  est la moyenne ;

$\sigma_T^2$  est la variance,  $t = 1, 2, \dots, T$ .

Comparativement à la statistique (*R/S*) classique, (*R/S*) modifiée admet une distribution limite connue (notée *V*)

$$V = \frac{Q_T}{\sqrt{T}}$$

Cette valeur est tabulée par Lo (1991). De ce fait, il est tout à fait possible de tester l'hypothèse nulle de mémoire courte contre l'hypothèse alternative d'une mémoire longue. Les résultats des tests (*R/S*) et (*R/S*) modifiée sont reportés dans le tableau (6):

Les résultats consignés dans le tableau 6 indiquent que l'exposant de Hurst estimé au moyen de l'analyse (*R/S*) traditionnelle est toujours supérieur à (0.5) laissant ainsi présager

l'existence d'une mémoire longue dans toutes les séries. Cependant, comme nous l'avons mentionné précédemment, cette méthode est sensible à la dépendance de court terme. Ceci peut être vérifié au regard de l'estimation de  $(H)$  par la méthode  $(R/S)$  modifiée. Nous constatons que quel que soit la série de rendements, l'exposant  $(H)$  estimé par la méthode de Lo (1991) étant supérieur à celui calculé à l'aide de  $(R/S)$  traditionnelle, témoignant du fait que les rendements ne sont pas indépendants dans le temps. Au regard de l'analyse en terme d' $(R/S)$  modifiée, les trois séries de rendements interbancaires semblent apparaître de la mémoire longue et, ce pour un niveau de confiance de 95% pour le cas de l'Euro et de la Livre sterling. Quant au Dollar, la statistique  $(H)$  étant significative seulement à un seuil de 10%.

## 5.2. Modélisation FIGARCH

Pour estimer judicieusement les processus *FIGARCH*, nous mettrons en œuvre deux procédures d'estimation. La première est fondée sur le comportement spectral aux basses fréquences des séries de rendements de Geweke et Porter-Hudack (1983) (note GPH). La deuxième procédure étant celle de la méthode de maximum de vraisemblance exact (Sowell (1992)). L'idée étant de s'assurer de la pertinence des estimations retenues et de trancher en cas de divergence des résultats.

### 5.2.1. Comportement de la densité spectrale et méthode GPH (1983)

La mise en œuvre de la méthode GPH (1983) exige au préalable une spécification des ordonnées  $(m)$  du périodogramme afin d'encadrer la racine carrée du nombre d'observations  $(T)$ . En général, on retient un nombre d'ordonnées du périodogramme appartenant à l'intervalle  $[T^{0.45}, T^{0.55}]$ . Toutefois, Hurvich et al. (1988) ont montré que l'ordre optimal de  $(m)$  est plutôt  $(T^{0.8})$ . En ce qui nous concerne, nous retenons volontairement des valeurs de  $(m)$  égale à  $T^{0.45}$ ,  $T^{0.5}$ ,  $T^{0.55}$  et  $T^{0.8}$ . En réalité, ce choix a été motivé par le souci d'examen de la stabilité des estimations obtenues lorsque le nombre d'ordonnées du périodogramme varie. Les résultats relatifs à l'application de la procédure Geweke et Porter-Hudak figurent dans le tableau 7.

S'agissant de la Livre sterling, les résultats obtenus montrent la présence d'une mémoire longue dans la série de rendements. Le coefficient d'intégration fractionnaire étant positif et statistiquement significatif ce qui laisse présager un phénomène de persistance de la volatilité. En ce qui concerne le Dollar, le coefficient d'intégration fractionnaire étant positif et statistiquement significatif et ce pour trois valeurs de  $(m)$ . Ce coefficient présente une valeur relativement stable. Il se situe à environ (0.15), d'où un phénomène de persistance. Quant à l'Euro, le seul coefficient d'intégration significatif est obtenu à un niveau  $T^{0.5}$  du périodogramme. Ce coefficient s'élève à 0.025 et témoigne également de la présence d'une persistance de la volatilité.

### 5.2.2. Estimation FIGARCH: méthode de maximum de vraisemblance exact

Afin de pouvoir trancher entre les résultats divergents, nous proposons, à présent, d'appliquer la méthode d'estimation du maximum de vraisemblance exact. L'avantage de la méthode réside dans l'estimation conjointe des paramètres déterminants du processus *FIGARCH*. Le tableau (8) récapitule l'ensemble des résultats obtenus. Dans ce tableau, nous avons retenu le processus *FIGARCH* permettant de minimiser conjointement les critères d'information de Schwartz (SIC) et d'Akaike corrigé (AICc)<sup>6</sup>.

---

<sup>6</sup>  $AIC_c = -2LV(max) + \frac{2kT}{T-(k+1)}$ ,  $LV$  est la valeur du Log vraisemblance à l'optimum et  $(k)$  est le nombre de paramètres du modèle.

Les résultats reportés dans le tableau 8., montrent que quelque soit le critère retenu (critère d'information de Schwartz (SIC) ou critère d'Akaike (1973) corrigé par Hurvich et Tsai (1989)), les séries exhibent un phénomène de dépendance de long terme dans leurs volatilités conditionnelles. Nous relevons également une certaine stabilité du coefficient d'intégration fractionnaire. Les paramètres d'intégration fractionnaire étant positifs et statistiquement significatifs, ce qui confirme bien les premiers résultats en terme du coefficient de Hurst et de l'analyse spectrale (i.e. *GPH*). Nous sommes donc en présence d'un phénomène de persistance de la volatilité des parités du Dollar, de la Livre et de l'Euro vis-à-vis du Dinar. En portant notre attention sur le critère AIC corrigé, nous pouvons conclure que les trois séries exhibent simultanément la présence d'une dépendance de long terme de la volatilité conditionnelle et d'un effet *ARCH* significatif. Ces rendements interbancaires admettent une dynamique de long terme (cernée par le paramètre d'intégration) et une autre de court terme (cernée par les paramètres du processus (*GARCH*)). Les résultats aux quels nous avons abouti, sont globalement conformes cités dans la littérature. Nous citons, à titre d'illustration, Bollerslev et Mikkelsen (1996), Maheu (2002), Martens et Zein (2002), Caporin (2003),... etc.

## 6. Conclusion

Dans ce papier, nous avons tenté de cerner et de modéliser le phénomène de persistance de la dépendance de court et de long terme de la volatilité des variations des cours de change. Une revue de la littérature afférente à la question montre que les processus *FIGARCH* apparaissent comme particulièrement pertinents pour la modélisation des séries temporelles comportant une structure de dépendance de long terme. Ces modèles permettent de cerner conjointement les dynamiques de court et de long terme de la volatilité. La dynamique de long terme est cernée par le coefficient d'intégration fractionnaire, celle de court terme étant prise en compte par le processus de type *GARCH*. Notre étude empirique a été menée dans le contexte du marché des changes interbancaire tunisien (mars 1994-mars 2004) pour les trois principales devises : USD, EUR et GBP. Les résultats obtenus montrent la pertinence des processus de type *FIGARCH*. Le coefficient d'intégration fractionnaire étant souvent positif et statistiquement significatif. Ce paramètre étant presque équivalent pour les trois parités (de l'ordre de 0.10), ce qui permet de conclure à un même degré de persistance de la volatilité à travers les parités et par-là, une certaine homogénéité entre les variations des cours de change moyens interbancaires. Toutefois, la persistance des chocs de la volatilité décelée devrait permettre de rendre prévisible cette volatilité, du moins en partie. De ce fait, la robustesse de la composante de mémoire longue dans la volatilité conditionnelle devrait être testée pour des périodes hors échantillon. En outre, la capacité prédictive des modèles *FIGARCH*, comparativement à d'autres modèles incluant des modèles *GARCH*, *IGARCH* ou une marche aléatoire devrait être analysée. Ces tests feront l'objet d'autres travaux de recherche.

## Références

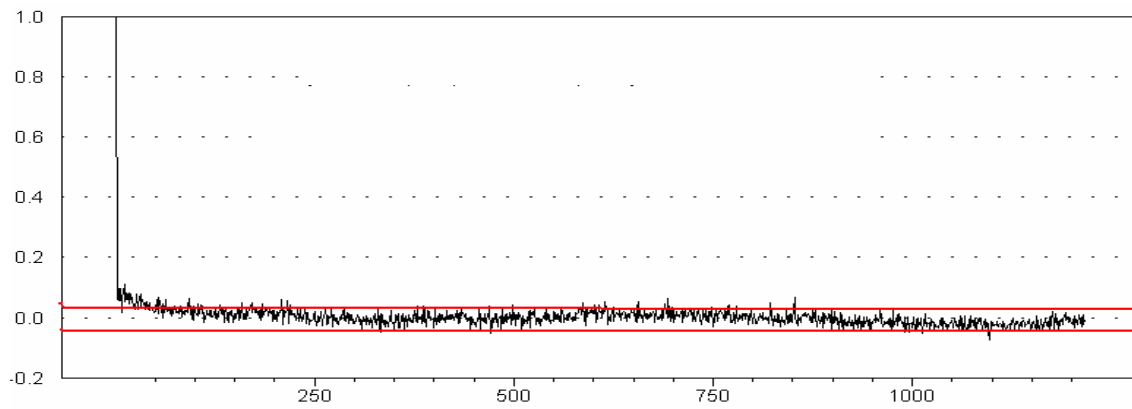
- Andersen, T.G., T. Bollerslev, F.X Diebold et P. Labys (2001), « The Distribution of Realized Exchange Rate Volatility », *Journal of American Statistical Association*, Vol. 96, pp. 42-57.
- Andrews, D. (1991), « Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Matrix Estimation », *Econometrica*, Vol. 59, pp. 817-858.
- Atlan, F., Avouyi-Dovi, S. et Ducos, P. (1992), « Dynamique des Taux de Change : Propriétés Statistiques des Taux de Change », Dans E. Girardin (eds), *Finance internationale : l'état actuel de la théorie*, Economica.
- Baillie, R.T, McMahon, P. (1989), « The Foreign Exchange Market », Cambridge University Press, Cambridge.
- Baillie, R.T. et Bollerslev, T. (1989), « The Message in Daily Exchange Rates: A Conditional Variance Tale », *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 7, pp.297-305.
- Baillie, R.T., Bollerslev, T et Mikkelsen, H.O. (1996), « Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity », *Journal of Econometrics*, Vol. 73, pp.3-20.
- Berndt, E.K, Hall, B.H., Hall, R.E. et Hausman, J.A., (1974), « Estimation Inference in Nonlinear Structural Models », *Annals of Economic and Social Measurement*, Vol.4, pp. 653-665.
- Bollerslev, T et Mikkelsen, H.O., (1996), « Modeling and Pricing Long Memory in Stock Market Volatility », *Journal of Econometrics*, Vol.73, pp. 151-184.
- Bollerslev, T. (1987), « A Conditionally Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return », *Review of Economics and Statistics*, Vol. 69, pp. 542-547.
- Bollerslev, T., (1986), « Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity », *Journal of Econometrics*, Vol. 5, pp.1-50.
- Bollerslev, T., (1987), « A Conditionally Heteroskedastic Time Series Models for Speculative Prices and Rates of Return », *Review of Economics and Statistics*, Vol.69, pp. 542-547.
- Bollerslev, T., (1988), « On the Correlation Structure for the Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic Process », *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 9, pp. 121-131.
- Boothe, G, Kaen, F.R. et Koveos, P.E., (1982), « R/S Analysis of Foreign Exchange Rates Under Two International Monetary Regimes », *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10, pp. 297-319.
- Boothe, P et Glassman, D. (1987), « The Statistical Distribution of Exchange Rates: Empirical Evidence and Economic Implications », *Journal of International Economics*, Vol. 22, pp. 297-319.
- Caporin, M., (2003), « Stationnarity, Memory and Parameter Estimation of FIGARCH Models », Working paper N°03-09, GRETA, Venise, Italie.
- Cheung, Y.W., (1993), « Long Memory in Foreign Exchange Rates », *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 11, pp. 93-101.
- Corbae, D et Ouliaris, S. (1986), « Robust Tests for Unit Roots in the Foreign Exchange Markets », *Economic Letters*, Vol. 22, pp. 375-380.
- Cornell, W.B. et Dietrich, J.K (1978), « The Efficiency of the Foreign Exchange Market Under Floating Exchange Rates », *Review of Economics and Statistics*, Vol. 60 , pp. 111-120.
- De Grauwe, P., Dewchter, H, et Embrechts, M. (1993), « Exchange Rate Theory, Chaotic Models of Foreign Exchange Markets », Blackwell, Oxford, U.K and Cambridge, USA.
- Dickey, D.A. et Fuller, W.A., (1979), « Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root », *Journal of American Statistical Association*, Vol. 74, pp.427-482.
- Ding, Z., Granger, C.W.J. et Engle, R.F., (1993), « A Long Memory Property of Stock Markets Returns and a New Model », *Journal of Empirical Finance*, Vol.1, pp. 83-106.

- Dooley, M.P et Shafer, J. (1983), « Analysis of Short Run Exchange Rate Behavior: Marsh 11973 to November 1981 », dans D. Bigman et T. Taya (eds.), *Exchange Rate and Trade Instability: Causes, Consequences and Remedies*, Cambridge, MA: Ballinger.
- Engle, R.F. et Bollerslev, T., (1986), « Modeling the Persistence of Conditional Variances », *Econometric Review*, Vol.5, pp.1-50.
- Engle, R.F., (1982), « Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of U.K Inflation », *Econometrica*, Vol.50, pp.987-1008.
- Engle, R.F., et Bollerslev, T., (1988), « Modeling the Persistence of Conditional Variances », *Econometric Review*, Vol.5, pp.1-50.
- Fama, E., (1965), « Portfolio Analysis in a Stable Paretian Market », *Management Science*, pp. 404-419.
- Freidman, D et Vandersteel, S. (1982), « Short-run Fluctuations in Foreign Exchange Rates », *Journal of International Economics*, Vol.13, pp. 171-186.
- Garman, M et S. Kohlhagen, (1983), « Foreign Currency Option Values », *Journal of International Money and Finance*, Vol. 2, pp. 231-238.
- Geweke, J. et Porter-Hudak, S., (1983), « The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models », *Journal of Time Series Analysis*, Vol.4, pp. 221-238.
- Granger, C.W.J., Joyeux, R. (1980), « An Introduction to Long Memory Time Series Models and Fractional Differencing », *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 1, pp. 15-29.
- Harvey, A.C., Ruiz, E et Shephard, N. (1994), « Multivariate Stochastic Variance Models », *Review of Economic Studies*, Vol.61, pp.247-264.
- Hosking, J.R.M. et Granger, C.W.J., (1996), « Modeling Volatility Persistence of Speculative Returns: A New Approach », *Journal of Econometrics*, Vol. 73, pp. 185-215.
- Hsieh, D.A., (1989), « Modeling Heteroskedasticity in Daily Foreign Exchange Rates », *Journal of Finance*, Vol.5, pp.1839-1877.
- Hurvich, C.M., Deo, R.S. et Brodsky, J., (1998), « The Mean Squared Error of Geweke and Porter-Hudak's Estimator of the Memory Parameter of Long Memory Time Series », *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 19, pp. 19-46.
- Jorion, P. (1995), « Predicting Volatility in the Foreign Exchange Market », *Journal of Finance*, L, Vol. 2, pp. 507-528.
- Kwiatkowski, D.P., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. et Shin, Y., (1992), « Testing the Null Hypothesis of Stationnarity Against the Alternative of the Unit Root: How Sure are we that Economic Time Series are Non Stationary? », *Journal of Econometrics*, Vol. 54, pp. 159-178.
- Lecourt, C. (2000), *Les variations du Taux de Change au Jour le Jour : Une Approche Econometrique à Partir des Processus à Mémoire Longue*, Thèse de Doctorat, Université de Lille, France.
- Levich, R. (1979), *On the Efficiency of Markets for Foreign Exchange*, dans R. Dornbush et J. Frankel eds. *International Economic Policy, Theory and Evidence*, John Hopkins, pp.246-267.
- Lo, A.W., (1991), « Long Term Memory in Stock Market Prices », *Econometrica*, Vol.59, pp. 1279-1313.
- Maheu, J.M., (2002), « Can GARCH Models Capture the Long Range Dependence in Financial Market Volatility? », Working Paper, University of Toronto.
- Mandelbrot, B.B., (1963), « New Methods in Statistical Economics », *Journal of Political Economy*, Vol. 71, pp.421-440.

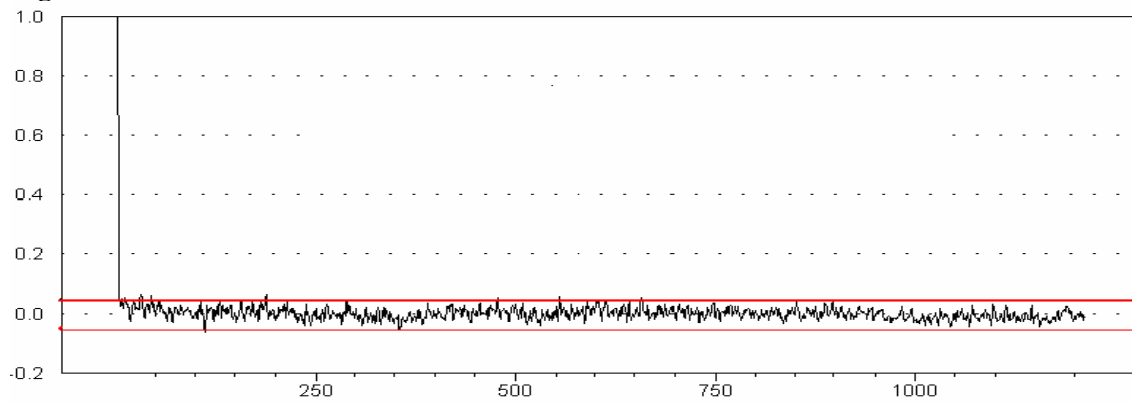
- Martens, M., et J.Zein, (2002), « Predicting Financial Volatility: High Frequency Time Series Forecasts vis-à-vis Implied Volatility », Working Paper, Erasmus University.
- McCurdy, T et Morgan, I.G., (1987), « Test of Martingale Hypothesis for Foreign Currency Futures With Varying Volatility », *International Journal of Forecasting*, Vol. 3, pp. 131-148.
- McKinnon, J.G. (1991), « Critical Values for Cointegration Tests », Dans Engle et C.W.J. Granger (eds), *Long-run Economic Relationships: Reading in Cointegration*, Oxford United Press.
- Meese, R.A. et Rogoff, R. (1983), « Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do they Fit Out of Sample? », *Journal of International Economics*, Vol. 14, pp. 15-24.
- Meese, R.A. et Singleton, K.J. (1982), « On Unit Roots and the Empirical Modeling of Exchange Rates », *Journal of Finance*, Vol. 37, pp.1029-1035.
- Palm, F.C, Vlaar, P.J.G. (1997), « Simple Diagnostics Procedures for Modeling Financial Time Series », *Allgemeine Statistisches Archiv*, Vol. 81, pp.85-101.
- Perron, P. (1988), « Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Further Evidence from a New Approach », *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp. 297-332.
- Pong, S., M.B. Shackleton, S.J. Taylor et X. Xu (2002), « Forecasting Sterling Dollar Volatility: A Comparison of Implied Volatilities and ARFIMA Models », Working Paper, Lancaster University.
- Poole, W. (1967), « Speculative Prices as Random Walks: An Analysis of Ten Time Series of Flexible Series Analysis », *Southern Journal of Economics*, Vol. 33, pp. 468-478.
- Poon, S.H., Granger C. (2002), « Forecasting Volatility in Financial Markets: A Review », *Forthcoming*.
- Peumont, P.Y., (1996), « Dynamique Non Linéaire du Franc Suisse, du Mark Allemand et de la Livre Sterling Durant la Période 1984-1993 », *Cahiers Economiques de Bruxelles*, Vol.151, pp.299-324.
- Sowel, F., (1992), « Modeling Long-run Behavior with the Fractional ARIMA Models », *Journal of Monetary Economics*, Vol. 29, pp. 277-302.
- Taylor, S. (1986), « Modeling Financial Time Series », Wiley Chichester.
- Tse, Y.K, (1998), « The Conditional Heteroskedasticity of the Yen-Dollar Exchange Rates », *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 13, pp.49-56.
- Vilasuso, J. (2002), « Forecasting Exchange Rate Volatility », *Economic Letters*, Vol. 76, pp. 59-64.
- Westerfield, J.M., (1977), « An Examination of Foreign Exchange Risk under Fixed and Floating Regimes », *Journal of International Economics*, Vol.7, pp.181-200.
- Whaley, R.E., (1982), « Valuation of American Call Options on Dividend-paying Stocks », *Journal of International Economics*, Vol. 10, pp. 29-58.
- Zumbach, G., (2002), « Volatility Processes and Volatility Forecast with Long Memory », Working Paper, Olsen Associates.



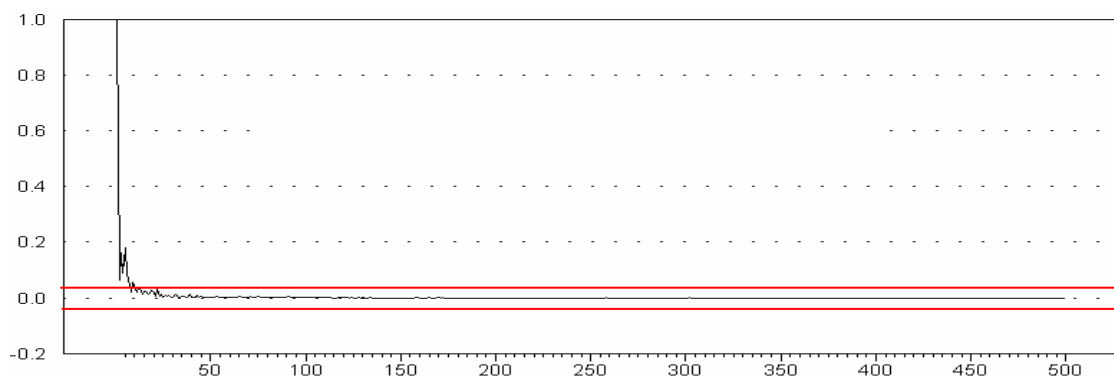
**Figure 1: Allure de la fonction d'autocorrélation des variations absolues cas de la parité TND/USD**



**Figure 2: Fonction d'autocorrélation des variations absolues différenciées**



**Figure 3: Fonction d'autocorrélation des variations absolues fractionnellement différenciées**



Les fonctions d'autocorrélations des variations absolues ont été fournies par le Logiciel LMA (Long Memory Analysis) (version 2.0).

**Tableau 1: Statistiques descriptives**

	EUR	GBP	USD
Obs.	1212.0	1934.0	2431.0
Moyenne	0.11877	0.016038	0.006998
Médiane	0.007860	0.025630	0.010494
Maximum	0.976237	2.705640	3.321279
Minimum	-1.091166	-2.743296	-2.503142
Ecart-type	0.252886	0.500381	0.446998
Skewness	0.104481	-0.131600	-0.004622
t-Student	30.225	25.324	19.431
Kurtosis	3.890760	6.206173	5.487578
t-Student	8.43	9.67	12.43
JB	42.5884	833.5109	626.54
Prob.	0.00000	0.00000	0.00000

JB : statistique de Jarque et Béra. Prob. niveau de probabilité associé au test de Jarque et Béra. Statistiques fournies par *Eviews* (version 4.0).

**Tableau 2: Résultats des tests de stationnarité**

	Retard	ADF		PP		KPSS
		Cst.	Sans Cst.	Cst.	Sans Cst.	$\eta_\mu$
USD	1	-47.20***	-47.00***	-44.25***	-44.01***	0.25522
	2	-47.10***	-46.23***	-45.27***	-44.56***	0.24882
	3	-46.96***	-45.86***	-45.56***	-45.18***	0.24711
	4	-47.01***	-47.21***	-45.55***	-45.87***	0.24561
GBP	1	-23.99***	-22.65***	-21.66***	-19.68***	0.09287
	2	-23.56***	-21.45***	-20.56***	-19.89***	0.09688
	3	-23.54***	-22.12***	-21.33***	-20.01***	0.10258
	4	-23.66***	-20.54***	-21.06***	-20.18***	0.10655
EUR	1	-37.18***	-39.99***	-38.55***	-37.54***	0.43346
	2	-37.56***	-37.85***	-38.24***	-37.01***	0.42088
	3	-36.98***	-37.42***	-38.55***	-37.11***	0.41796
	4	-37.08***	-37.01***	-36.04***	-36.95***	0.41735

Les valeurs critiques des tests ADF et PP sont extraites des valeurs tabulées fournies par McKinnon (1991). Pour le modèle avec constante, ces valeurs critiques sont égales à -2.56 et -1.94 aux seuils respectifs de significativité de 5% et 10%. Ces valeurs sont respectivement de -3.43 et -2.86. Si les résidus sont issus de la régression avec constante. Les valeurs critiques de la statistique KPSS sont 0.739, 0.463 et 0.347 pour respectivement des niveaux de confiance de 99%, 95% et 90%. Tests réalisés sur *Eviews* (version 4.0) et *RATS* (version 5.0).

**Tableau 3: Résultats des tests de Box-Pierce des variations absolues des cours moyens interbancaires**

Statistique ( $Q$ )	USD	GBP	EUR
$ r_t $	936.54 [0.0000]***	758.22 [0.0000]***	633.21 [0.0000]***
$(i.e.(1-L) r_t  \equiv  r_t  -  r_{t-1} )$	782.56 [0.0000]***	492.97 [0.0000]***	422.96 [0.0000]***
$(i.e.(1-L)^d r_t )$	387.22 [0.0000]***	117.39 [0.0000]***	271.67 [0.0000]***

$Q$  est la statistique de Box-Pierce calculée pour un ordre de retard de 1000. (équation) valeur absolue du rendement.  $L$  est l'opérateur de retard. Les chiffres entre parenthèses désignent les niveaux marginaux de significativité. \*\*\* significatif à un intervalle de confiance de 99%. Tests réalisés sur RATS (version 5.0).

**Tableau 4: Résultats des tests ARCH**

Parité	$(TR^2)$	Prob.
USD	22.58***	0.00001
GBP	23.92***	0.00001
EUR	20.54***	0.00098

$T$ : nombre d'observations,  $R^2$  coefficient de détermination associé au processus autorégressif des carrés des résidus<sup>1</sup>

**Tableau 5: Critères de comparaison des modèles estimés**

	$(R^2)$	$LV$	$AIC$	$SIC$
<b>USD</b>				
$AR(1) - ARCH(1)$	0.001669	9722.38	-7.9960	-7.9795
$AR(1) - GARCH(1,1)$	0.001778	9759.67	-8.0280	-8.0166
$AR(1) - EGRACH(1,1)$	0.001825	9764.67	-8.0301	-8.0175
$AR(1) - TGARCH(1,1)$	0.001800	9761.98	-8.0296	-8.0153
$AR(1) - GARCH(1,1) - M$	0.0017	9759.79	-8.0296	-8.0153
<b>GBP</b>				
$AR(3) - ARCH(1)$	0.014101	7518.45	-7.7808	-7.7635
$AR(3) - GARCH(1,1)$	0.014737	7558.02	-7.82083	-7.8006
$AR(3) - GARCH(1,1) - M$	0.014726	7558.38	-7.82201	-7.7971
$AR(3) - EGARCH(1,1)$	0.01442	7559.73	-7.8215	-7.7985
$AR(3) - TGARCH(1,1)$	0.01442	7599.73	-7.82115	-7.79825
<b>EUR</b>				
$AR(2) - ARCH(5)$	0.01077	5583.91	-9.10153	-9.1392
$AR(2) - GARCH(1,1)$	0.010702	5578.33	-9.109859	-9.134973
$AR(2) - ARCH(1,1) - M$	0.015425	5580.48	-9.107562	-9.136863
$AR(2) - EGARCH(1,1)$	0.010710	5577.96	-9.1034	-9.132737
$AR(2) - TGARCH(1,1)$	0.010667	5578.55	-9.1043	-9.133695

$R^2$  est le coefficient de détermination corrigé.  $LV$  est la valeur de la log-vraisemblance à l'optimum,  $AIC$  et  $SIC$  sont respectivement les critères d'information d'Akaike et de Schwartz. \* désigne le modèle à retenir selon le critère sélectionné. Modèles estimés sur Eviews (version 4.0).

<sup>1</sup> L'ordre de retards ( $q$ ) des carrés des résidus a été spécifié au moyen des allures des autocorrélations et des autocorrélations partielles (non reportés ici). Elles sont disponibles auprès de l'auteur.

**Tableau 6: Résultats des tests (R/S) et (R/S) modifiée<sup>2</sup>**

	(R/S)	(R/S) modifiée	
	H	H	V
USD	0.5564	0.5522	1.71*
GBP	0.5585	0.5824	1.77**
EUR	0.5633	0.5562	1.81**

\*, \*\* rejet de l'hypothèse nulle aux seuils respectifs de 10% et de 5%. Les tests R/S et R/S modifiée ont été réalisés sur le logiciel RATS (version 5.0) et LMA (version 2.0)

**Tableau 7: Résultats de la procédure GPH (1983)**

(m)	T <sup>0.45</sup>	T <sup>0.5</sup>	T <sup>0.55</sup>	T <sup>0.8</sup>
USD	0.16539 (2.5239)*	0.15462 (3.0125)*	0.14533 (2.0134)*	-
GBP	0.1242 (2.651)*	0.10645 (3.425)*	-	-
EUR	-	0.02542 (2.954)*	-	-

T: désigne le nombre d'observations. Les chiffres entre parenthèses désignent les statistiques t-Student des coefficients (d). (m) est le nombre des ordonnées du périodogramme. (-) coefficient d'intégration fractionnaire non significatif. Les estimations ont été réalisées sur le Logiciel RATS (version 5.0).

**Tableau 8: Estimations FIGARCH: méthode du maximum de vraisemblance exact, résolution par algorithme BHHH (1974<sup>3</sup>)**

		AICc	SIC
USD	FIGARCH	(1 ; 0.3096 ; 1)	(1 ; 0.2921 ; 1)
	t-Student	3.31087*	2.445*
	LV	1437.25	1436.75
GBP	FIGARCH	(1 ; 0.3256 ; 1)	(1 ; 0.4315 ; 1)
	t-Student	4.0184*	5.7621*
	LV	1345.01	1342.01
EUR	FIGARCH	(1 ; 0.1046 ; 1)	(1 ; 0.095 ; 1)
	t-Student	2.7537*	3.01157*
	LV	429.92	428.73

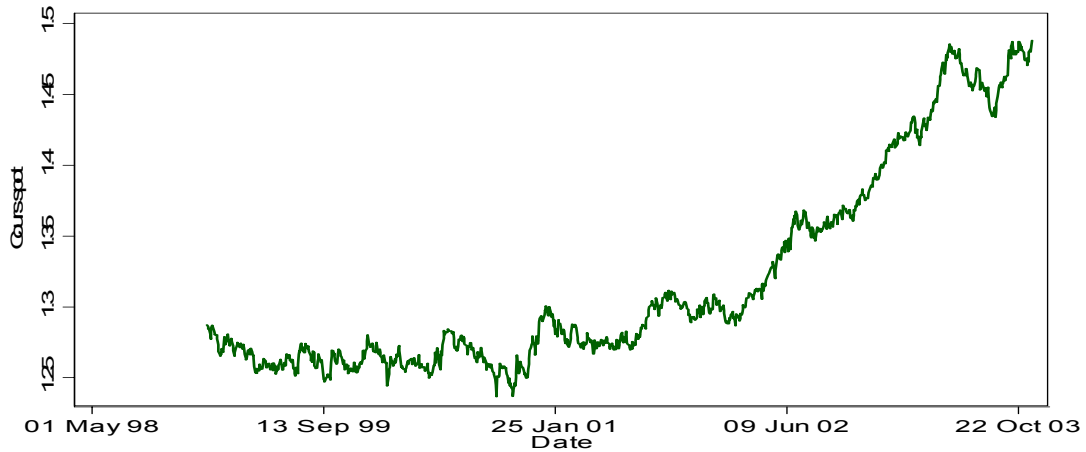
LV est la valeur de la log vraisemblance à l'optimum. \* coefficient d'intégration fractionnaire statistiquement significatif ; Estimations réalisées sur le Logiciel Lombardi J. (2002). La résolution numérique a été réalisée au moyen de l'algorithme BHHH (Berndt, Hall, Hall et Hausman (1974)).

2 Concernant le choix de  $(q)$ , nous avons eu recours à la règle de choix fournie par Andrews (1991). Selon cet auteur, pour un processus AR(1), (q) devrait être égal à :  $q = \text{int}[k_T]$ , où  $k_T = \left(\frac{3T}{2}\right)^{1/3} \left(\frac{2\hat{\rho}}{1-\hat{\rho}^2}\right)^{2/3}$  et  $\text{int}[k_T]$  est la partie entière de  $k_T$  et  $\hat{\rho}$  est un estimateur du coefficient d'autocorrélation d'ordre 1.

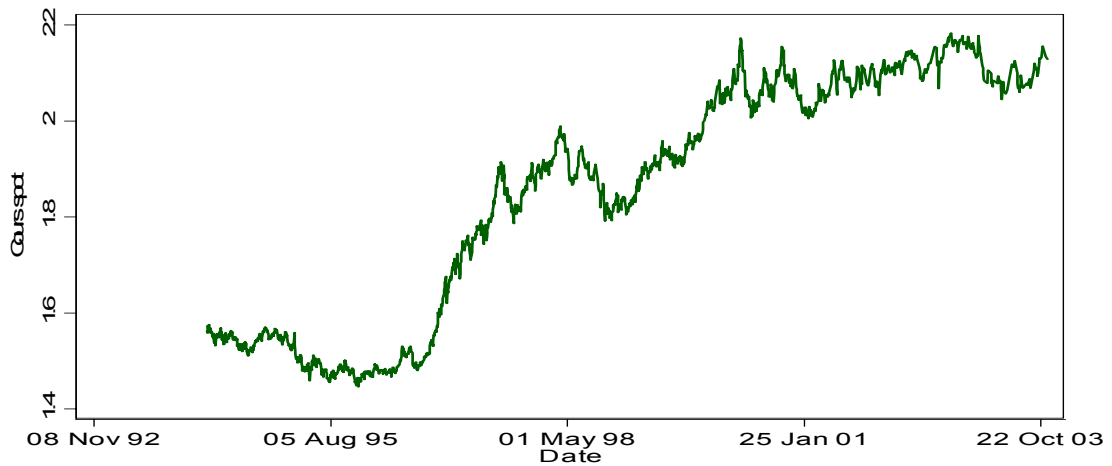
3 La résolution numérique a été réalisée au moyen de l'algorithme BHHH (Berndt, Hall, Hall et Hausman (1974)).

**Annexes 1**

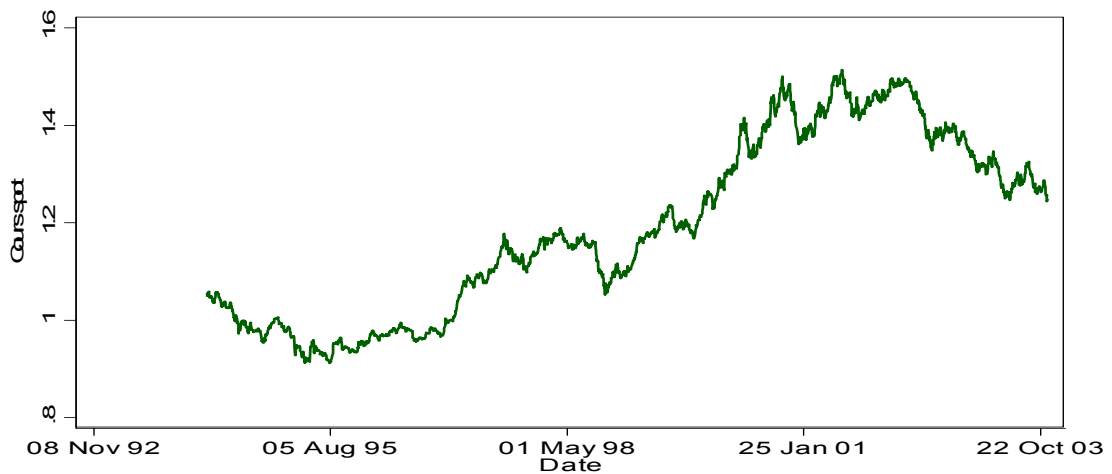
**Figure 4: Rendement moyen interbancaire TND/EUR**



**Figure 5: Rendement moyen interbancaire TND/GBP**



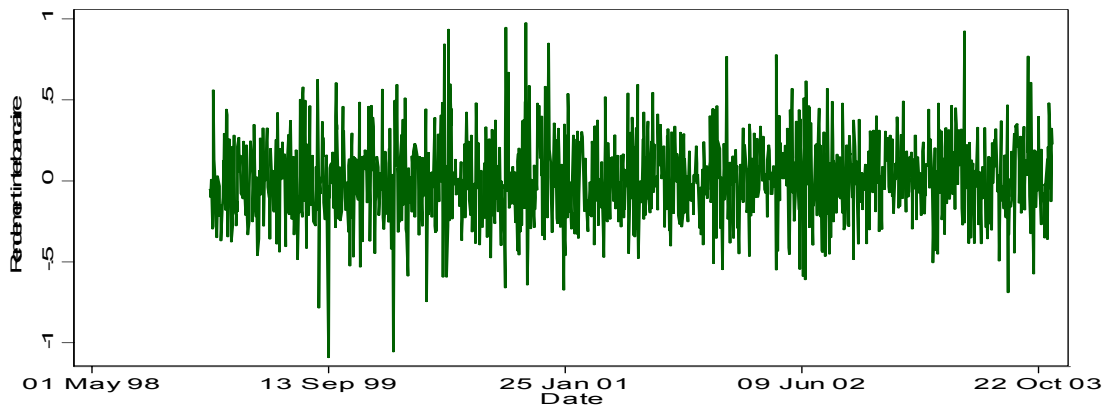
**Figure 6: Rendement moyen interbancaire TND/USD**



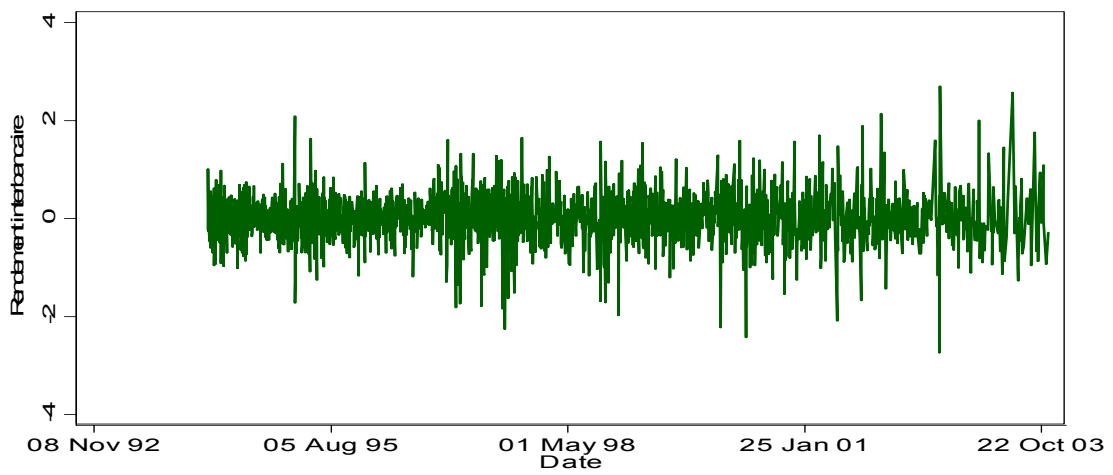
Source: figures réalisées sur STATA (version 8.0)

**Annexe 2**

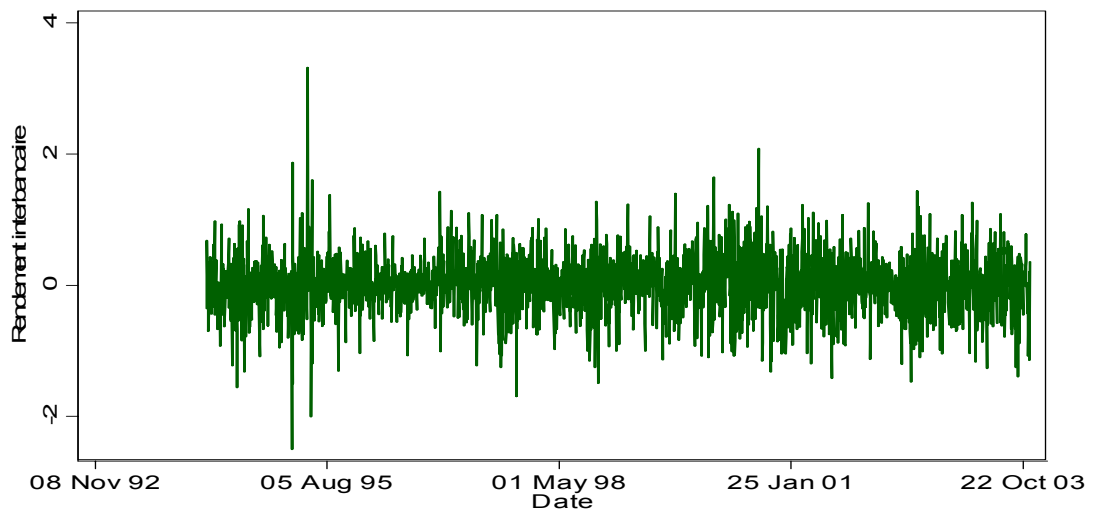
**Figure 7: Rendement moyen interbancaire TND/EUR**



**Figure 8: Rendement moyen interbancaire TND/GBP**



**Figure 9: Rendement moyen interbancaire TND/USD**



Source: figures réalisées sur STATA (version 8.0)

The ERF Working Paper Series disseminates the findings of research working progress to promote the exchange of ideas and encourage discussion and comment among researchers for timely revision by the authors.

The Working Papers are intended to make preliminary research results available with the least possible delay. They have therefore not been made subject to formal review and ERF accepts no responsibility for errors.

The views expressed in the Working Papers are those of the author(s). Unless otherwise stated, copyright is held by the author(s). Requests for permission to quote their contents should be addressed directly to author(s).

*As of August 1998, financial support towards the ERF Working Papers Series from the Commission of the European Communities (through the FEMISE Program) is gratefully acknowledged. The views expressed in the Working Papers are those of the authors and do not necessarily reflect the views of the European Commission.*



7 Boulos Hanna St. Dokki, Cairo, Egypt  
Tel: (202) 7615071 – (202) 7615072 – (202) 7602882  
Fax: (202) 7616042. Email: erf@erf.org.eg Website: <http://www.erf.org.eg>