Table des matières

ıméro 1	4
a)	2
b)	2
c)	•
d)	
e)	
nnexe	7

Numéro 1

a)

Tout d'abord, nous observons la série chronologique suivante concernant le taux de change américain/européen depuis janvier 1999 jusqu'à décembre 2016. Les données ont été collectées de façon quotidienne pour ensuite être transformées mensuellement. Voici le résultat:

OSD/Enro
2000 2005 2010 2015

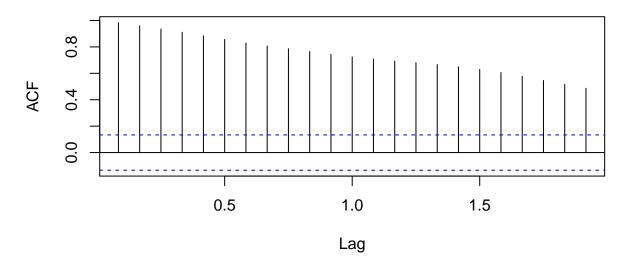
Temps

Figure 1: taux de change US/Euro

b)

Grâce à une première analyse, on remarque sur le tableau de la fonction d'autocorrélation échantillonale (ACF) qu'il y a une forte présence d'autocorrélation et que celle-ci diminue lentement plus le lag augmente (voir figure 2). On peut donc déduire que le processus est non-stationnaire. Il n'est pas nécessaire de poursuivre notre analyse avec le graphique de la fonction d'autocorrélation partielle (PACF) puisque nous devrons effectuer une différentiation sur le modéle pour créer l'effet de stationnarité.

Figure 2: fonction d'autocorrélation

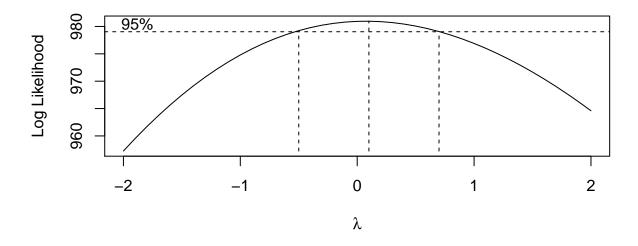


 $\mathbf{c})$

Étant donné que les données sont positives, Il est possible d'utiliser Box-Cox afin de transformer notre processus. En ce faisant, la variance diminuera. On rappelle que la famille des fonctions de puissance est définie de la façon suivante:

$$g(x) = \frac{x^{\lambda} - 1}{\lambda} \times 1_{\{\lambda \neq 0\}} + \ln(x) \times 1_{\{\lambda = 0\}}$$

 λ est donc déterminé en maximisant la fonction de log-vraisemblance de nos données que voici:



On constate que $\lambda=0.1$ semble étre l'estimé MLE situé au centre de l'intervalle de confiance 95%, soit]-0.5,0.7[. Puisque $\lambda=0$ est dans notre IC, cette valeur du paramètre peut également étre à considérer. Donc, on utilise la transformé logarithmique pour notre modèle (voir figure 3).

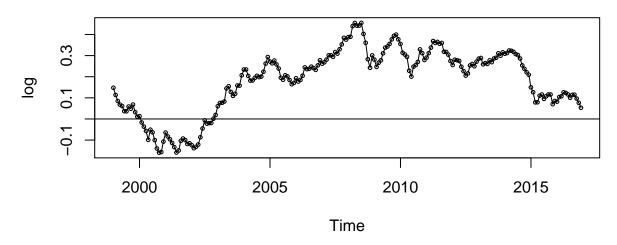
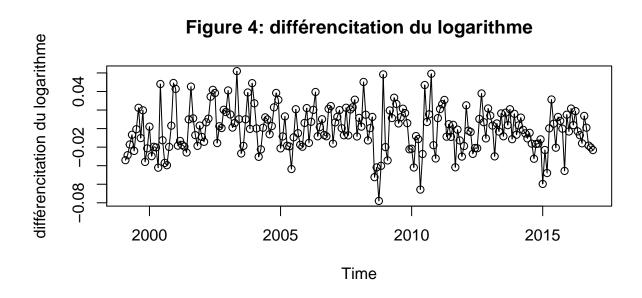


Figure 3: logarithme du taux

Cependant, en analysant le graphique de la fonction d'autocorrélation du logarithme de notre série, on remarque qu'il n'y a pas de variation notable. Le modèle est toujours non stationnaire. PLUGGER LA THÉORIE DE YAN SUR LE MFE PI LES SHIT DE RENDEMENT.

d)

En revanche, si on effectue une première différentiation du log de notre série, on obtient la série de la figure 4 qui semble plus stable.



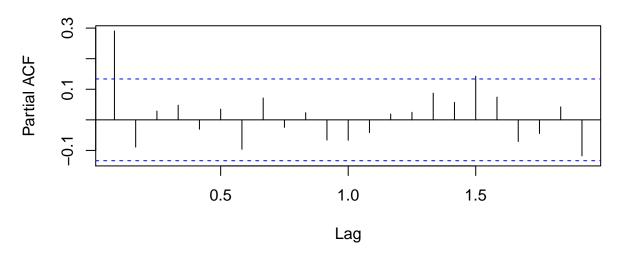
On vérifie alors si une première différentiation amène la stationnarité à notre processus en utilisant le test augmenté de Dickey-Fuller (ADF). En ce concentrant sur la partie autorégressive, on obtient un processus AR(1) associé à notre modèle de la première différenciation du logarithme. Par la suite, on applique le test ADF à 95% et on obtient comme estimé a/σ_a , $t_{DF}=-9.5181$, avec une p-value de 0.01. Le test semble corroborer que la série chronologique est stationnaire, i.e qu'une première différenciation doit s'appliquer.

e)

On cherche maintenant le modèle de notre série stationnaire. En observant le graphique ACF et PACF de la figure 5 et 6,

Figure 5: fonction d'autocorrélation





il semblerait que l'on soit en présence d'un AR(1) pour la partie autorégressive. Pour ce qui est de la partie moyenne mobile, il semblerait que l'on ait une MA(1) puisque que **le graphique EACF nous dit sa, mais**

faudrais dire kkchose a propos du graphique acf fak jsais potro... Nous confirmons le tout avec la fonction d'autocorrélation étendue (EACF) ci-dessous.

Ce graphique porte à croire que l'on est en présence d'un modèle ARMA(0,1), i.e. MA(1), ou un **ARMA(1,1) PAS PLUTÔT ARMA(2,1)???** pour la première différence du logarithme.

Annexe

```
library('TSA')
library('tseries')

# Importation des données
taux <- read.csv2("C:/Users/Anthony/Documents/GitHub/TP_ACT2010/Taux_de_change_US_Euro.csv")
rendement<-taux$US.Euro
anne.mois<-taux$Année.mois

# création de la série chronologique
ttaux<-ts(rendement,start=c(1999,1),end=c(2016,12),frequency = 12)

# graphique de la série
plot(ttaux,ylab='USD/Euro', xlab="Temps", main="Figure 1: taux de change US/Euro", type="o", cex=0.5)
abline(h=1)

# Test augmenté de Dickey-Fuller (ADF)
ar(log(ttaux))
adf.test(log(ttaux), k=2)</pre>
```