

En conséquence de la proposition ci-dessus, pour identifier un $GARCH(p, q)$, on identifiera d'abord le processus $ARMA(p, q)$ qui modélise (X_t^2) . Pour identifier p dans le cas $m = q$ (c'est à dire $p \leq q$), il faut effectuer des tests sur les coefficients $\alpha_1, \dots, \alpha_q$ du processus $ARMA(m, q)$ (sont-ils significativement non nuls ?).

6.3. Feuille d'exercices numéro 7 (durée : 3h)

Préliminaires. Créer un fichier texte dans lequel vous répondrez clairement aux questions ci-dessous, en incluant vos codes R, les résultats obtenus sous R (graphique y compris), vos interprétations, remarques ... Une fois ce TP fini, vous mettrez en forme votre compte-rendu et l'exporterez au format pdf.

6.3.1. EuStockMarket (valeurs à la fermeture de divers indices des marchés européens). Charger les logarithmes des accroissement de l'indice DAX en exécutant :
`dax <- diff(log(EuStockMarkets))[, "DAX"]`. Soit `dax2=dax^2` (les carrés des composantes de `dax`).

- (1) On cherche à ajuster un modèle $ARMA_{m,q}$ avec $m \geq q$ sur `dax2`. Choisir (m, q) dans $\{(1, 0), (1, 1), (2, 0), (2, 1), (2, 2)\}$ de manière à minimiser la quantité AIC (utiliser les instructions du TP 5).
- (2) Proposer un modèle $GARCH_{p,q}$ modélisant `dax`. Tester les résidus.

6.3.2. NYSE (New-York stock exchange daily return). Charger le fichier `nyse.dat` à l'adresse
`http://math.unice.fr/~rubentha/enseignement/nyse.dat`

- (1) On suppose que `nyse` suit un modèle $GARCH(1, 1)$. On notera (X_t) le processus. Estimer les paramètres du modèle.
- (2) Tracer dans la même fenêtre : `nyse` entre les temps 900 et 1000 et, pour chaque temps t dans $\{900, \dots, 1000\}$, les deux extrémités d'un intervalle $[-m; m]$ tel que

$$\mathbb{P}(X_t \in [-m; m] | X_{t-1}, X_{t-2}, \dots) = 0,32.$$

Mise en œuvre sous R. Pour utiliser les fonctions spécifiques à l'étude des modèles $ARCH$ et $GARCH$, il faut avant tout charger le package `tseries` à l'aide de la commande `library(tseries)` (et/ou en cherchant dans le menu « packages » de R). La fonction `garch` permet d'estimer un $GARCH_{p,q}$: `serie<-garch(data, order=c(p,q))` Parmi les sorties de cette fonction : `coef`, `residuals`, `fitted.values`. La sortie `serie$fitted.values` contient pour chaque temps t les valeurs $-\sigma_t$ et σ_t (avec la notation standard : $X_t = \sigma_t e_t$ ($e_t \sim \mathcal{N}(0, 1)$ et σ_t^2 est la variance calculée à partir de $X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, \sigma_{t-1}, \sigma_{t-2}, \dots$). On rappelle que si $Z \sim \mathcal{N}(0, 1)$, $\mathbb{P}(Z \leq 1) = 0,8413$ (approximativement).

Instructions utile : si `A` est un tableau à deux colonnes alors `A[, j]` est la j-ème colonne de `A`. Pour fixer la taille de la fenêtre graphique en ordonnée : `plot(x, ylim=c(-0.7, 0.9))` (c'est un exemple).

6.4. Feuille d'exercices numéro 8 (révisions)

- (1) Soit X un $AR(1)$ (stationnaire) défini par :

$$\forall t \in \mathbb{Z}, X_t = \phi X_{t-1} + Z_t,$$

avec Z un bruit blanc centré de variance σ^2 et $|\phi| < 1$. On pose :

$$\forall t \in \mathbb{Z}, Y_t = X_t - X_{t-1}.$$

- (a) Montrer que Y est un processus stationnaire centré, puis que c'est un $ARMA(p, q)$. Préciser les valeurs de p et q et donner l'équation de récurrence vérifiée par Y .
- (b) Que vaut la variance de Y_t (pour tout t) ?

- (2) Soit X un processus $ARMA$ (stationnaire) vérifiant

$$\forall t \in \mathbb{Z}, X_t - \frac{7}{6}X_{t-1} + \frac{1}{3}X_{t-2} = Z_t - \frac{1}{4}Z_{t-1} - \frac{1}{8}Z_{t-2},$$

avec Z un bruit blanc (centré). Montrer que :

$$\forall t \in \mathbb{Z}, X_t - \frac{2}{3}X_{t-1} = Z_t + \frac{1}{4}Z_{t-1}.$$

- (3) La série `sncf.rda` contient le trafic mensuel sur les lignes SNCF de janvier 1963 à décembre 1980 en millions de passagers par kilomètres. Rappel : Δ_T est l'opérateur des différences avec un décalage de T .

- (a) Notons X la série à étudier. Tracer la densité spectrale de X et les autocorrélations de X pour trouver la période T de la composante saisonnière de X .

- (b) Notons $Y_1 = \Delta_1 X$, $Y_2 = \Delta_T X$, $Y_3 = \Delta_T \circ \Delta_1 X$. Pour chacune de ces séries Y_{\dots} ,

- (i) tracer les autocorrélations et les autocorrélations partielles,
- (ii) en déduire un modèle $ARMA$ pour Y_{\dots} (on doit pouvoir voir le nombre de coefficients non nuls sur les graphiques précédents) et estimer les coefficients,
- (iii) tracer la série des résidus et tester la blancheur des résidus.
(On doit trouver que seul Y_3 est un $ARMA$.)
- (iv) Trouver, parmi les $(p, q) \in \{0, 1, 2\}^2$, le couple minimisant le critère AIC pour Y_3 .

- (c) Prédire le trafic de l'année 1981.

- (4) On étudie la série `serie1.rda` (disponible sur <http://math.unice.fr/~rubentha/enseignement/serie1.rda>, sauver le fichier sur l'ordinateur puis taper `load('chemin_complet/serie1.rda')`, la série `serie1` sera chargé dans R). Le modèle choisi pour cette série est

$$(6.1) \quad \forall t \in \{1, 2, \dots, n\}, x_t = m(t) + s(t) + \epsilon_t,$$

où m est une tendance polynomiale, s une saisonnalité et ϵ un processus $ARMA$ (stationnaire) centré (condut par un bruit blanc gaussien).

- (a) Tracer la série `serie1.rda` et son périodogramme. Quelle est la période p de la saisonnalité s ?

- (b) Estimer une tendance polynomiale et une saisonnalité de période p par moindres carrés ordinaires sur la série `serie1.rda`.

- (c) Sur le résidu de cette estimation, proposer un modèle $ARMA$.

- (d) Une fois identifié l'ordre du bruit $ARMA$, ajuster directement avec `arima` un modèle de type (6.1) sur `serie1.rda`. Pensez à valider votre modèle et donnez les valeurs estimées des paramètres de l' $ARMA$.

- (e) Représenter l'estimation de $m + s$.

- (f) En utilisant la fonction `predict`, prédire les 12 prochaines valeurs de la série `serie1.rda`.

- (5) Dans cet exercice, on étudie la série `serie2.rda` (disponible sur <http://math.unice.fr/~rubentha/enseignement/serie2.rda>, à charger dans R à l'aide de l'instruction `load`).

- (a) Tracer la série `serie2.rda`. Est-elle stationnaire ?

- (b) Ajuster un modèle $ARMA$ sur cette série. Pensez à valider votre modèle.

- (c) Peut-on considérer cet $ARMA$ comme étant de moyenne nulle ?

6.5. Corrigé de la feuille d'exercices numéro 8

- (1) (a) Pour tout t , $\mathbb{E}(X_t) = \phi\mathbb{E}(X_{t-1}) + 0$. Comme X est stationnaire, $\mathbb{E}(X_t) = \mathbb{E}(X_{t-1})$, et donc, puisque $|\phi| < 1$, $\mathbb{E}(X_t) = 0$. Donc, pour tout t , $\mathbb{E}(Y_t) = \mathbb{E}(X_t) - \mathbb{E}(X_{t-1}) = 0$. Pour tout t , $\mathbb{E}(Y_t^2) = \text{Var}(X_t) + \text{Var}(X_{t-1}) - 2\text{Cov}(X_t, X_{t-1})$, et puisque X est stationnaire, cette quantité ne dépend pas de t . Pour tout t et $h > 0$,

$$\begin{aligned}\mathbb{E}(Y_t Y_{t+h}) &= \mathbb{E}((X_t - X_{t-1})(X_{t+h} - X_{t+h-1})) \\ &= \text{Cov}(X_t, X_{t+h}) - \text{Cov}(X_t, X_{t+h-1}) - \text{Cov}(X_{t-1}, X_{t+h}) + \text{Cov}(X_{t-1}, X_{t+h-1}),\end{aligned}$$

qui ne dépend pas de t puisque X est stationnaire. Donc Y est stationnaire.

On calcule :

$$\begin{aligned}Y_t &= \phi X_{t-1} + Z_t - (\phi X_{t-2} + Z_{t-1}) \\ &= \phi Y_{t-1} + Z_t - Z_{t-1}.\end{aligned}$$

Donc Y est un ARMA(1,1).

- (b) On calcule (pour t quelconque) :

$$\text{Var}(X_t) = \phi^2 \text{Var}(X_{t-1}) + \sigma^2.$$

Donc

$$\text{Var}(X_t) = \frac{\sigma^2}{1 - \phi^2}.$$

Nous avons pour tout t :

$$\begin{aligned}\mathbb{E}(X_t X_{t-1}) &= \phi \text{Var}(X_{t-1}) + 0 \\ &= \frac{\phi \sigma^2}{1 - \phi^2}.\end{aligned}$$

D'où :

$$\begin{aligned}\text{Var}(Y_t) &= \text{Var}(X_t) + \text{Var}(X_{t-1}) - 2\text{Cov}(X_t, X_{t-1}) \\ &= \frac{2\sigma^2}{1 - \phi^2} - 2\left(\frac{\phi \sigma^2}{1 - \phi^2}\right) \\ &= \frac{2\sigma^2(1 - \phi)}{1 - \phi^2} = \frac{2\sigma^2}{1 + \phi}.\end{aligned}$$

- (2) Nous voulons éliminer les X dans l'expression $X_t - (2/3)X_{t-1}$ (t quelconque fixé). Nous commençons donc le calcul par

$$\begin{aligned}X_t - \frac{2}{3}X_{t-1} &= X_t - \frac{7}{6}X_{t-1} + \frac{1}{3}X_{t-2} + \frac{X_{t-1}}{2} - \frac{1}{3}X_{t-2} \\ &= \left(Z_t - \frac{Z_{t-1}}{4} - \frac{Z_{t-2}}{8}\right) + \frac{1}{2}\left(X_{t-1} - \frac{7}{6}X_{t-2} + \frac{X_{t-3}}{3}\right) \\ &\quad + \frac{1}{4}X_{t-2} - \frac{1}{6}X_{t-3} \\ &= \left(Z_t - \frac{Z_{t-1}}{4} - \frac{Z_{t-2}}{8}\right) + \frac{1}{2}\left(X_{t-1} - \frac{7}{6}X_{t-2} + \frac{X_{t-3}}{3}\right) \\ &\quad + \frac{1}{4}\left(X_{t-2} - \frac{7}{6}X_{t-3} + \frac{X_{t-4}}{3}\right) + \frac{1}{8}X_{t-3} - \frac{1}{12}X_{t-4}.\end{aligned}$$

Ce qui nous donne l'idée de calculer $\sum_{k \geq 0} [\frac{1}{2^k} (X_{t-k} - \frac{7}{6}X_{t-k-1} + \frac{1}{3}X_{t-k-2})]$. Nous commençons par montrer que cette suite est bien définie (en utilisant le fait que les Z_t sont centrés et tous de même variance)

$$\mathbb{E}\left(\left(\sum_{k \geq 0} \left[\frac{1}{2^k} \left(X_{t-k} - \frac{7}{6}X_{t-k-1} + \frac{1}{3}X_{t-k-2}\right)\right]\right)^2\right)$$

$$\begin{aligned}
&= \mathbb{E} \left(\left(\sum_{k \geq 0} \left[\frac{1}{2^k} \left(Z_{t-k} - \frac{1}{4} Z_{t-k-1} - \frac{1}{8} Z_{t-k-2} \right) \right] \right)^2 \right) \\
&= \sum_{k \geq 0} \mathbb{E}(Z_{t-k}^2) \times \left(\frac{1}{2^k} - \frac{1}{4} \frac{1}{2^{k-1}} \mathbb{1}_{k \geq 1} - \frac{1}{8} \frac{1}{2^{k-2}} \mathbb{1}_{k \geq 2} \right)^2 \\
&< +\infty \text{ car série géométrique.}
\end{aligned}$$

Donc la somme qui nous intéresse est finie presque sûrement. Nous calculons alors

$$\begin{aligned}
\sum_{k \geq 0} \left[\frac{1}{2^k} \left(X_{t-k} - \frac{7}{6} X_{t-k-1} + \frac{1}{3} X_{t-k-2} \right) \right] \\
&= X_t + X_{t-1} \left(-\frac{7}{6} + \frac{1}{2} \right) + \sum_{k \geq 2} \frac{X_{t-k}}{2^k} \left(1 - \frac{7}{6} \times 2 + \frac{1}{3} \times 2^2 \right) \\
&= X_t + X_{t-1} \times \frac{2}{3}.
\end{aligned}$$

Nous avons par ailleurs

$$\begin{aligned}
\sum_{k \geq 0} \left[\frac{1}{2^k} \left(X_{t-k} - \frac{7}{6} X_{t-k-1} + \frac{1}{3} X_{t-k-2} \right) \right] \\
&= \sum_{k \geq 0} \frac{1}{2^k} \left(Z_t - \frac{Z_{t-1}}{4} - \frac{1}{8} Z_{t-2} \right) \\
&= Z_t + Z_{t-1} \left(-\frac{1}{4} + \frac{1}{2} \right) + \sum_{k \geq 2} \frac{Z_{t-k}}{2^k} \left(1 - \frac{1}{4} \times 2 - \frac{1}{8} \times 2^2 \right) \\
&= Z_t + Z_{t-1} \left(-\frac{1}{4} + \frac{1}{2} \right).
\end{aligned}$$

Ce qui finit la démonstration.

- (3) (a) Pour tracer le périodogramme : `k=kernel("daniell",4); spec.pgram(sncf,k,taper=0,log='no')`. On obtient la figure 6.5.1. Rappel : les abscisses vont de 0 à π (l'échelle affichée n'est pas correcte). Le pic le plus important se trouve donc en $\pi/6$, ce qui correspond à une période $2\pi/(\pi/6) = 12$ (ce qui est bien cohérent avec le graphique de la série et les autocorrelations
`(png(filename="blabla/tp8/5.1.png"); par(mfrow=c(2,1)); plot(sncf); acf(sncf,lag.max=50); dev.off(), figure 6.5.2)`
- (b) Calculons les séries demandées : `y1=diff.ts(sncf,lag=1); y2=diff.ts(sncf,lag=12); y3=diff.ts(y1,lag=12)`.
 - On commence par y_1 (figure 6.5.3). On se dit que Y_1 pourrait être un $AR(3)$, et donc que X pourrait être un $ARIMA(3,1,0)$. On estime les coefficients par : `out<-arima(sncf,order=c(3,1,0))`. On fait un test de niveau 0,05 pour savoir si les résidus forment un bruit blanc. L'instruction `Box.test(out$resid,lag=10)` renvoie une p -valeur de 0,002345 (le test calcule une statistique et la p -valeur est la probabilité d'observer une statistique aussi grande sous l'hypothèse « bruit blanc »). Comme la p -valeur est plus petite que 0,05, on rejette l'hypothèse « bruit blanc ». Notre processus ne peut pas être un $ARIMA(3,1,0)$.
 - On continue avec Y_2 (figure 6.5.4). On se dit que Y_2 pourrait être un $AM(1)$ et donc que X pourrait être un $SARIMA(0,0,1,12)$. On estime les coefficients par `out<-arima(sncf,order=c(0,0,1),seasonal=list(order=c(0,0,1),period=12))`. On fait un test de niveau 0,05 pour savoir si les résidus forment un bruit blanc. L'instruction `Box.test(out$resid,lag=10)` renvoie une p -valeur de $2,2 \times 10^{-16}$,