Econométrie de la finance Chapitre 2: Les modèles GARCH

Mohamed Essaied Hamrita

Octobre 2021

Introduction

Comme nous l'avons déjà vu dans le chapitre précédent, que dans la plus part des cas, les séries financières remettent en cause la propriété d'homoscédasticité.

Introduction

- Comme nous l'avons déjà vu dans le chapitre précédent, que dans la plus part des cas, les séries financières remettent en cause la propriété d'homoscédasticité.
- L'approche ARCH/GARCH est proposée pour prendre en compte des variances conditionnelles dépendantes du temps.

Le modèle ARCH

Définition: Soit le processus $X_t = \{X_1, X_2, \dots, X_T\}$ et $\mathcal{I}_{t-1} = \{X_1, X_2, \dots, X_{t-1}\}$ l'information disponible à l'instant t-1. X_t est dit un processus **ARCH** d'ordre p, noté $X_t \sim ARCH(p)$, s'il vérifie la relation suivante:

$$\begin{cases} X_t = \varepsilon_t, & \varepsilon \sim \textit{N}(0, \sigma_t) \\ \varepsilon_t = Z_t \sigma_t, & Z_t \stackrel{\textit{iid}}{\sim} \textit{N}(0, 1) \\ \sigma_t^2 = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + a_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \ldots + a_p \varepsilon_{t-p}^2 \end{cases} \text{ (Variance conditional equation)}$$
 avec $a_0 > 0, \ a_1, \ldots, a_p \geq 0 \text{ et } a_1 + a_2 + \ldots + a_p < 1.$

$$\sigma_t^2$$
 est la **variance conditionnelle** du processus X_t , $\sigma_t^2 = \mathbb{V}(X_t | \mathcal{I}_{t-1})$.

Ce processus est proposé par (Engle 1982).

Exemple: Soit $X_t \sim ARCH(1)$. La figure suivante est une

réalisation (simulation) du modèle ARCH(1) définit par:

 $X_t = \varepsilon_t = \sigma_t Z_t$ et $\sigma_t^2 = 0.4 + 0.7 \varepsilon_{t-1}^2$.

par(mfrow=c(1,2))

library(fGarch); set.seed(12345)

arch1=garchSim(garchSpec(model=list(omega=0.4,alpha=0.7, beauth)

plot(arch1\$garch, type="1", col=2, main="Simulation ARCH(1) plot(arch1\$sigma^2, type="1", col=2, main="Variance condit:

Soit $X_t \sim ARCH(p)$. On a pour tout t et $h \geq 1$,

 $ightharpoonup \mathbb{E}\left(X_{t}|\mathcal{I}_{t-1}\right)=0 \text{ et } \mathbb{E}\left(X_{t}\right)=0.$

Soit $X_t \sim ARCH(p)$. On a pour tout t et $h \geq 1$,

$$ightharpoonup \mathbb{E}\left(X_{t}|\mathcal{I}_{t-1}\right)=0 \text{ et } \mathbb{E}\left(X_{t}\right)=0.$$

$$\mathbb{V}\left(X_{t}|\mathcal{I}_{t-1}\right) = \sigma_{t}^{2}, \ \forall t \ \text{et} \ \mathbb{V}\left(X_{t}\right) = \frac{a_{0}}{1 - \sum_{i}^{p} a_{i}}.$$

Soit $X_t \sim ARCH(p)$. On a pour tout t et $h \ge 1$,

$$ightharpoonup \mathbb{E}\left(X_{t}|\mathcal{I}_{t-1}\right)=0 \text{ et } \mathbb{E}\left(X_{t}\right)=0.$$

$$\mathbb{V}\left(X_{t}|\mathcal{I}_{t-1}\right) = \sigma_{t}^{2}, \ \forall t \ \text{et} \ \mathbb{V}\left(X_{t}\right) = \frac{a_{0}}{1 - \sum_{t=1}^{p} a_{t}}.$$

$$ightharpoonup \mathbb{C}
times_{\lessapprox} (X_t X_{t+h} | \mathcal{I}_{t-1}) = 0 ext{ pour } h \geq 1 ext{ et } \mathbb{C}
times_{\lessapprox} (X_t X_{t+h}) = 0.$$

Soit $X_t \sim ARCH(p)$. On a pour tout t et $h \geq 1$,

$$\blacktriangleright \mathbb{E}(X_t|\mathcal{I}_{t-1}) = 0 \text{ et } \mathbb{E}(X_t) = 0.$$

$$\mathbb{V}\left(X_{t}|\mathcal{I}_{t-1}\right) = \sigma_{t}^{2}, \ \forall t \ \text{et} \ \mathbb{V}\left(X_{t}\right) = \frac{a_{0}}{1 - \sum_{t=1}^{p} a_{t}}.$$

- $ightharpoonup \mathbb{C}
 times_{\gtrsim}^{\sim} (X_t X_{t+h} | \mathcal{I}_{t-1}) = 0 ext{ pour } h \geq 1 ext{ et } \mathbb{C}
 times_{\gtrsim}^{\sim} (X_t X_{t+h}) = 0.$
- Rappel

Soit $X_t \sim ARCH(p)$. On a pour tout t et $h \ge 1$,

$$ightharpoonup \mathbb{E}\left(X_{t}|\mathcal{I}_{t-1}\right)=0 \text{ et } \mathbb{E}\left(X_{t}\right)=0.$$

$$\mathbb{V}\left(X_{t}|\mathcal{I}_{t-1}\right) = \sigma_{t}^{2}, \ \forall t \ \text{et} \ \mathbb{V}\left(X_{t}\right) = \frac{a_{0}}{1 - \sum_{i=1}^{p} a_{i}}.$$

$$ightharpoonup \mathbb{C}
times_{\gtrsim}^{\sim} (X_t X_{t+h} | \mathcal{I}_{t-1}) = 0 ext{ pour } h \geq 1 ext{ et } \mathbb{C}
times_{\gtrsim}^{\sim} (X_t X_{t+h}) = 0.$$

- Rappel
- $\blacktriangleright \mathbb{E}(X) = \mathbb{E}(\mathbb{E}(X|Y)).$

Soit $X_t \sim ARCH(p)$. On a pour tout t et $h \geq 1$,

$$ightharpoonup \mathbb{E}\left(X_{t}|\mathcal{I}_{t-1}\right)=0 \text{ et } \mathbb{E}\left(X_{t}\right)=0.$$

$$\mathbb{V}\left(X_{t}|\mathcal{I}_{t-1}\right) = \sigma_{t}^{2}, \ \forall t \ \text{et} \ \mathbb{V}\left(X_{t}\right) = \frac{a_{0}}{1 - \sum_{i=1}^{p} a_{i}}.$$

$$ightharpoonup \mathbb{C}
times_{lophi}(X_tX_{t+h}|\mathcal{I}_{t-1}) = 0$$
 pour $h \geq 1$ et $\mathbb{C}
times_{lophi}(X_tX_{t+h}) = 0$.

- Rappel
- $\blacktriangleright \mathbb{E}(X) = \mathbb{E}(\mathbb{E}(X|Y)).$
- ▶ Soit $A_1 \subseteq A_2$, $\mathbb{E}(X|A_1) = \mathbb{E}(\mathbb{E}(X|A_2)|A_1)$.

La construction du modèle ARCH passe par 4 étapes:

- La construction du modèle ARCH passe par 4 étapes:
 - 1. Détermination de l'ordre p.

- La construction du modèle ARCH passe par 4 étapes:
 - 1. Détermination de l'ordre p.
 - 2. Estimation du modèle ARCH(p).

- La construction du modèle ARCH passe par 4 étapes:
 - 1. Détermination de l'ordre p.
 - 2. Estimation du modèle ARCH(p).
 - 3. Diagnostic du modèle estimé.

- La construction du modèle ARCH passe par 4 étapes:
 - 1. Détermination de l'ordre p.
 - 2. Estimation du modèle ARCH(p).
 - 3. Diagnostic du modèle estimé.
 - 4. Prévision.

Similairement aux modèles ARMA, l'ordre p peut être déterminé en examinant la fonction d'auto-corrélation partielle de ε_t^2 .

- Similairement aux modèles ARMA, l'ordre p peut être déterminé en examinant la fonction d'auto-corrélation partielle de ε_t^2 .
- On peut aussi faire recours aux critères de sélection: AIC, SIC et AICc.

- Similairement aux modèles ARMA, l'ordre p peut être déterminé en examinant la fonction d'auto-corrélation partielle de ε_t^2 .
- On peut aussi faire recours aux critères de sélection: AIC, SIC et AICc.
- ▶ AIC = -2logL + 2k, (Akaike information criteria) k = nombre de paramètres dans le modèle estimé.

- Similairement aux modèles ARMA, l'ordre p peut être déterminé en examinant la fonction d'auto-corrélation partielle de ε_t^2 .
- On peut aussi faire recours aux critères de sélection: AIC, SIC et AICc.
- ▶ AIC = -2logL + 2k, (Akaike information criteria) k = nombre de paramètres dans le modèle estimé.
- ▶ BIC = -2logL + log(T)k. (Bayesian information criteria)

- Similairement aux modèles ARMA, l'ordre p peut être déterminé en examinant la fonction d'auto-corrélation partielle de ε_t^2 .
- On peut aussi faire recours aux critères de sélection: AIC, SIC et AICc.
- ▶ AIC = -2logL + 2k, (Akaike information criteria) k = nombre de paramètres dans le modèle estimé.
- ▶ BIC = -2logL + log(T)k. (Bayesian information criteria)
- ▶ Pour un échantillon de petite taille, on utilise le critère AICc qui est défini par

$$AICc = AIC + \frac{2k(k+1)}{T-k-1}$$

Reprenons notre exemple du chapitre précédent, les rendements du bitcoin.

library(quantmod); library(zoo)
btc=getSymbols("BTC-USD", src="yahoo", from="2014-09-17",to

closedAdj=zoo(na.omit(btc[,6])); rt=diff(log(closedAdj))

pacf(rt^2,na.action = na.pass, col=4, xlab="")

D'après le graphique de la fonction d'auto-corrélation partielle de r_t^2 , on remarque bien que le modèle ARCH d'ordre 1 est approprié aux rendements du BTC. On remarque aussi, que les pacf d'ordres 4 et 7 sont aussi significativement différents de zéro. Déterminons les valeurs des critères d'information pour les modèles ARCH(1) et ARCH(4). Sous R, il existe plusieurs packages permettant l'estimation des modèles GARCH tels que tseries, fGarch, rugarch. lci, nous décrivons l'utilisation des packages fGarch et rugarch. Pour l'estimation du modèle ARCH, nous devons spécifier le modèle à estimer en donnant les ordres des différents modèles (mean and variance equations). La fonction à utiliser est ugarchspec (rugarch) et prend comme arguments principaux variance.model, mean.model et distribution.model. Les deux premiers arguments sont des listes et le toisième est une chaîne de caractère qui peut être "norm", "std", "sstd "ged" ou sged.

t(infocriteria(fit1)) # critères d'information (normalisé

t(infocriteria(fit4))

Akaike Bayes Shibata Hannan-Quinn

-3.75665 -3.743059 -3.756661 -3.751724

Akaike Bayes Shibata Hannan-Quinn 0.5254326 0.5322282 0.5254299 0.5278955

Estimation

Sous l'hypothèse de normalité des erreurs, la fonction de vraisemblance d'un modèle *ARCH*(n) est:

vraisemblance d'un modèle
$$ARCH(p)$$
 est:
$$L(\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_T | \mathbf{a}) = \prod_{i=p+1}^T \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_t^2}} \exp\left(-\frac{\varepsilon_t^2}{2\sigma_t^2}\right) \times f(\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_T | \mathbf{a})$$

où
$$\mathbf{a} = (a_0, a_1, \dots, a_p)$$
 et $f(\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_T | \mathbf{a})$ la densité conjointe conditionnelle des erreurs.

Estimation

➤ Sous l'hypothèse de normalité des erreurs, la fonction de vraisemblance d'un modèle ARCH(p) est:

$$L(\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_T | \mathbf{a}) = \prod_{i=p+1}^T \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_t^2}} \exp\left(-\frac{\varepsilon_t^2}{2\sigma_t^2}\right) \times f(\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_T | \mathbf{a})$$

où $\mathbf{a} = (a_0, a_1, \dots, a_p)$ et $f(\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_T | \mathbf{a})$ la densité conjointe conditionnelle des erreurs.

Maximiser la fonction de vraisemblance conditionnelle est équivalent à maximiser son logarithme. Le logarithme de la vraisemblance conditionnelle est:

$$\ell(\varepsilon_{p+1},\varepsilon_{p+2,\dots,\varepsilon_{T}|\mathbf{a},\mathbf{a}_{1},\mathbf{a}_{2},\dots,\mathbf{a}}) = \sum_{i=p+1}^{T} \left[-\frac{1}{2}\log(2\pi) - \frac{1}{2}\log(\sigma_{t}^{2}) - \frac{1}{2}\frac{\varepsilon_{t}^{2}}{\sigma_{t}^{2}} \right]$$

où $\sigma_t^2=a_0+a_1\varepsilon_{t-1}^2+a_2\varepsilon_{t-2}^2+\ldots+a_p\varepsilon_{t-p}^2$ qui peut être calculé récursivement.

Estimation

➤ Sous l'hypothèse de normalité des erreurs, la fonction de vraisemblance d'un modèle ARCH(p) est:

vraisemblance d'un modèle
$$ARCH(p)$$
 est:
$$L(\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_T | \mathbf{a}) = \prod_{i=p+1}^T \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_t^2}} \exp\left(-\frac{\varepsilon_t^2}{2\sigma_t^2}\right) \times f(\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_T | \mathbf{a})$$

où $\mathbf{a} = (a_0, a_1, \dots, a_p)$ et $f(\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_T | \mathbf{a})$ la densité conjointe conditionnelle des erreurs.

Maximiser la fonction de vraisemblance conditionnelle est équivalent à maximiser son logarithme. Le logarithme de la vraisemblance conditionnelle est:

$$\ell(\varepsilon_{p+1},\varepsilon_{p+2,\dots,\varepsilon_{T|\mathbf{a},a_{1},a_{2},\dots,a}}) = \sum_{i=p+1}^{T} \left[-\frac{1}{2}\log(2\pi) - \frac{1}{2}\log(\sigma_{t}^{2}) - \frac{1}{2}\frac{\varepsilon_{t}^{2}}{\sigma_{t}^{2}} \right]$$

où $\sigma_t^2 = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + a_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \ldots + a_p \varepsilon_{t-p}^2$ qui peut être calculé récursivement.

▶ **Remarque:** On peut aussi utiliser d'autres distributions autre que la loi normale telles que la loi de student ou la loi GED

Exemple: Soit $X_t \sim ARCH(1)$. Donner les estimateurs de μ , a_0 , et a_1 par la méthode de MV.

Le logarithme de la vraisemblance conditionnelle est donnée

 $\ell(\varepsilon_2, \varepsilon_3, \dots, \varepsilon_T | \mathbf{a}, a_1, a_2) = \sum_{i=0}^{I} \left| -\frac{1}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \log(a_0 + a_1 X_{t-1}^2) - \frac{1}{2} \log(a_0 + a_1 X_{t-1}^2) \right|$

Les paramètres μ , a_0 et a_1 se déduisent en résolvant le système suivant

suivant
$$\begin{cases} \frac{\partial \ell}{\partial \mu} = 0 \\ \frac{\partial \ell}{\partial \mathsf{a}_0} = 0 \\ \frac{\partial \ell}{\partial \mathsf{a}_1} = 0 \end{cases}$$

fit1@fit\$matcoef

mıı

Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
mu 1.774978e-01 5.624388e-05 3155.859739 0.000000000
omega 1.470274e-06 4.864592e-07 3.022399 0.002507798
alpha1 5.665866e-01 1.517078e-04 3734.722111 0.000000000
show(fit1)

* GARCH Model Fit *

```
*----*

Conditional Variance Dynamics
-------

GARCH Model : sGARCH(1,0)

Mean Model : ARFIMA(0,0,0)

Distribution : norm

Optimal Parameters
------

Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
```

Le modèle estimé est alors:

Le modele estime est alors:
$$\begin{cases} X_t = 0.1775 + \sigma_t \varepsilon_t \\ \sigma_t^2 = 1.4702 \times 10^{-6} + 0.56658 \ X_{t-1}^2 \end{cases}$$

Estimation avec des erreurs de loi de student:

```
hist(rt,col=4, prob=T, breaks = 50) # histogramme or rt
lines(density(rt), col=2,lwd=3) # density estimation (kern
curve(dnorm(x, mean(rt),sd(rt)), lwd=3, col="darkorchid3",
legend("topleft",bty="n",lwd=3, col=c(2,"darkorchid3"),
legend=c("Kernel","Normal"))
```

Estimation avec des erreurs de loi de student:

legend=c("Kernel","Normal"))

► Tout d'abord, examinons la distribution des erreurs et la comparons par la densité normale.

```
hist(rt,col=4, prob=T, breaks = 50) # histogramme or rt
lines(density(rt), col=2,lwd=3) # density estimation (kern
curve(dnorm(x, mean(rt),sd(rt)), lwd=3, col="darkorchid3",
```

legend("topleft",bty="n",lwd=3, col=c(2,"darkorchid3"),

```
specSt=ugarchspec(list(garchOrder=c(1,0)), list(armaOrder=c
fitst=ugarchfit(specSt,rt)
show(fitst)
          GARCH Model Fit
Conditional Variance Dynamics
GARCH Model : sGARCH(1.0)
Mean Model : ARFIMA(0.0.0)
Distribution : std
Optimal Parameters
       Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
mu 0.002287 0.000474 4.8272 0.000001
```

omega 0.002465 0.000820 3.0058 0.002649

alpha1 0.999000 0.380806 2.6234 0.008706 shape 2.291507 0.123369 18.5745 0.000000 Robust Standard Errors:

Pour un modèle ARCH bien approprié, les erreurs standards $\widetilde{\varepsilon}_t = \frac{\varepsilon_t}{\sigma_t}$ doivent être *iid*. La statistique de Ljung-Box peut être appliqué sur les erreurs standards $(\widetilde{\varepsilon}_t)$ pour examiner l'équation de la moyenne conditionnelle et sur leurs carrés $(\widetilde{\varepsilon}_t^2)$ pour examiner l'équation de la variance conditionnelle.

- Pour un modèle ARCH bien approprié, les erreurs standards $\widetilde{\varepsilon}_t = \frac{\varepsilon_t}{\sigma_t}$ doivent être *iid*. La statistique de Ljung-Box peut être appliqué sur les erreurs standards $(\widetilde{\varepsilon}_t)$ pour examiner l'équation de la moyenne conditionnelle et sur leurs carrés $(\widetilde{\varepsilon}_t^2)$ pour examiner l'équation de la variance conditionnelle.
- Lest tests de stochasticité (randomness tests) peuvent être aussi appliqué tels que le test BDS, run test, etc. . .

- Pour un modèle ARCH bien approprié, les erreurs standards $\widetilde{\varepsilon}_t = \frac{\varepsilon_t}{\sigma_t}$ doivent être *iid*. La statistique de Ljung-Box peut être appliqué sur les erreurs standards $(\widetilde{\varepsilon}_t)$ pour examiner l'équation de la moyenne conditionnelle et sur leurs carrés $(\widetilde{\varepsilon}_t^2)$ pour examiner l'équation de la variance conditionnelle.
- ► Lest tests de stochasticité (randomness tests) peuvent être aussi appliqué tels que le test BDS, run test, etc...
- ► Le package rugarch utilise plutôt les statistiques de Ljung-Box pondérée et LM-ARCH pondérée proposé par (Fisher and Gallagher 2012)

- Pour un modèle ARCH bien approprié, les erreurs standards $\widetilde{\varepsilon}_t = \frac{\varepsilon_t}{\sigma_t}$ doivent être *iid*. La statistique de Ljung-Box peut être appliqué sur les erreurs standards $(\widetilde{\varepsilon}_t)$ pour examiner l'équation de la moyenne conditionnelle et sur leurs carrés $(\widetilde{\varepsilon}_t^2)$ pour examiner l'équation de la variance conditionnelle.
- ► Lest tests de stochasticité (randomness tests) peuvent être aussi appliqué tels que le test BDS, run test, etc...
- ► Le package rugarch utilise plutôt les statistiques de Ljung-Box pondérée et LM-ARCH pondérée proposé par (Fisher and Gallagher 2012)
- ▶ Le package fGarch utilise les statistiques de Ljung-Box et LM-ARCH standards sur les erreurs standards et leurs carrés.

```
library(fGarch)
fitst2=garchFit(~garch(1,0),rt, cond.dist = "std", trace =
```

Warning: Using formula(x) is deprecated when x is a charac-Consider formula(paste(x, collapse = " ")) instead.

```
fitst2@fit$matcoef # fGarch
```

```
Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
      0.002290206 0.0004739852 4.831808 1.352984e-06
mıı
      0.002509288 0.0008199825 3.060172 2.212096e-03
omega
```

alpha1 0.999999990 0.3677348660 2.719350 6.541026e-03 shape

```
fitst@fit$matcoef # rugarch
```

2.286381480 0.1179821323 19.379049 0.000000e+00

Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)

0.002287490 0.0004738717 4.827234 1.384422e-06

mıı

0.002465219 0.0008201576 3.005787 2.648943e-03 omega

alpha1 0.998999883 0.3808058193 2.623384 8.706109e-03

shape 2.291507174 0.1233687554 18.574453 0.000000e+00

```
summary(fitst2)
Title:
GARCH Modelling
Call:
 garchFit(formula = ~garch(1, 0), data = rt, cond.dist = ";
    trace = F)
Mean and Variance Equation:
 data ~ garch(1, 0)
<environment: 0x000000034aef4d8>
 [data = rt]
Conditional Distribution:
std
Coefficient(s):
              omega alpha1
      mu
                                     shape
0.0022902 0.0025093 1.0000000 2.2863815
Std. Errors:
 based on Hessian
Error Analysis:
        Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
```

Les prévisions du model ARCH est obtenues récursivement comme celles du modèle AR.

- Les prévisions du model ARCH est obtenues récursivement comme celles du modèle AR.
- La prévision à une étape est $\sigma_h^2(1) = a_0 + a_1 \varepsilon_h^2 + \ldots + a_p \varepsilon_{h+1-p}^2.$

- Les prévisions du model ARCH est obtenues récursivement comme celles du modèle AR.
- La prévision à une étape est $\sigma_h^2(1) = a_0 + a_1 \varepsilon_h^2 + \ldots + a_p \varepsilon_{h+1-p}^2$.
- La prévision à deux étapes est $\sigma_h^2(2) = a_0 + a_1 \sigma_h^2(1) + a_2 \varepsilon_h^2 + \ldots + a_p \varepsilon_{h+2-p}^2$.

- Les prévisions du model ARCH est obtenues récursivement comme celles du modèle AR.
- La prévision à une étape est $\sigma_h^2(1) = a_0 + a_1 \varepsilon_h^2 + \ldots + a_p \varepsilon_{h+1-p}^2$.
- La prévision à deux étapes est $\sigma_h^2(2) = a_0 + a_1 \sigma_h^2(1) + a_2 \varepsilon_h^2 + \ldots + a_n \varepsilon_{h+2}^2$
- ▶ La prévision à k étapes est $\sigma_h^2(k) = a_0 + \sum_{j=1}^p a_j \sigma_h^2(k-j)$ où

$$\sigma_h^2(k-j) = \varepsilon_{h+k-1}^2$$
 si $k-j \le 0$.

```
predict(fitst2,3)
                          # fGarch
 meanForecast meanError standardDeviation
 0.002290206 0.05567025 0.05567025
2 0.002290206 0.07488968 0.07488968
3 0.002290206 0.09009857 0.09009857
ugarchforecast(fitst, n.ahead=3) # rugarch
       GARCH Model Forecast
Model: sGARCH
Horizon: 3
Roll Steps: 0
Out of Sample: 0
0-roll forecast [T0=2021-10-20]:
     Series Sigma
T+1 0.002287 0.05527
T+2 0.002287 0.07428
T+3 0.002287 0.08931
```

► Calcul des prévisions à la main:

- Calcul des prévisions à la main:
- ▶ On a $\hat{\varepsilon}_T = 5.9002 \times 10^{-4}$, déterminons $\hat{\sigma}_T^2(k)$, k = 1, 2, 3.

Calcul des prévisions à la main:

0.00305702.

$$lackbox{ On a }\widehat{arepsilon}_{\mathcal{T}}=5.9002 imes10^{-4}$$
, déterminons $\widehat{\sigma}_{\mathcal{T}}^2(k)$, $k=1,2,3$.

 $\widehat{\sigma}_{\tau}^{2}(1) = a_{0} + a_{1}\varepsilon_{h}^{2} = 2.467 \times 10^{-3} + 1 \times 5.9002 \times 10^{-4} =$

Calcul des prévisions à la main:

On a
$$\widehat{\varepsilon}_T = 5.9002 \times 10^{-4}$$
, déterminons $\widehat{\sigma}_T^2(k)$, $k = 1, 2, 3$.

On a
$$\varepsilon_T = 5.9002 \times 10^{-4}$$
, determinons $\sigma_T^2(k)$, $k = 1, 2, 3$.
 $\hat{\sigma}_T^2(1) = a_0 + a_1 \varepsilon_L^2 = 2.467 \times 10^{-3} + 1 \times 5.9002 \times 10^{-4} = 0.0000$

 $\widehat{\sigma}_{\tau}^{2}(1) = a_{0} + a_{1}\varepsilon_{h}^{2} = 2.467 \times 10^{-3} + 1 \times 5.9002 \times 10^{-4} =$

0.00305702.

 $\hat{\sigma}_{\tau}^{2}(2) = a_0 + a_1 \hat{\sigma}_{\tau}^{2}(1) = 2.467 \times 10^{-3} + 1 \times 3.057 \times 10^{-3} = 0$

0.005524.

Calcul des prévisions à la main:

0.005524.

0.007991.

▶ On a
$$\widehat{\varepsilon}_T = 5.9002 \times 10^{-4}$$
, déterminons $\widehat{\sigma}_T^2(k)$, $k = 1, 2, 3$.
▶ $\widehat{\sigma}_T^2(1) = a_0 + a_1 \varepsilon_h^2 = 2.467 \times 10^{-3} + 1 \times 5.9002 \times 10^{-4} =$

$$\widehat{\sigma}_T^2(1) = a_0 + a_1 \varepsilon_h^2 = 2.467 \times 10^{-3} + 1 \times 5.9002 \times 10^{-4} = 0.00305702.$$

$$\widehat{\sigma}_{T}^{2}(1) = a_{0} + a_{1}\widehat{\varepsilon}_{h} = 2.467 \times 10^{-1} + 1 \times 3.9002 \times 10^{-1} = 0.00305702.$$

$$\widehat{\sigma}_{T}^{2}(2) = a_{0} + a_{1}\widehat{\sigma}_{T}^{2}(1) = 2.467 \times 10^{-3} + 1 \times 3.057 \times 10^{-3} = 0.00305702.$$

 $\hat{\sigma}_{\tau}^{2}(3) = a_0 + a_1 \hat{\sigma}_{\tau}^{2}(2) = 2.467 \times 10^{-3} + 1 \times 5.524 \times 10^{-3} = 0$

► Le modèle GARCH (*Generalized ARCH*) est proposé par (Bollerslev 1986).

- ► Le modèle GARCH (*Generalized ARCH*) est proposé par (Bollerslev 1986).
- $X_t \sim \textit{GARCH}(p,q) \text{ si } X_t = \varepsilon_t = \sigma_t Z_t \text{ et }$ $\sigma_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \text{ où } Z_t \overset{\textit{iid}}{\sim} \textit{N}(0,1), \ \textit{a}0 > 0,$

$$a_i \geq 0, \; eta_j \geq 0 \; ext{et} \; \sum_{j=1}^{\max(p,q)} \left(a_i + eta_j
ight) < 1.$$

- ► Le modèle GARCH (*Generalized ARCH*) est proposé par (Bollerslev 1986).
- $\begin{array}{l} \blacktriangleright \ \ X_t \sim \textit{GARCH}(p,q) \ \text{si} \ \ X_t = \varepsilon_t = \sigma_t Z_t \ \text{et} \\ \sigma_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \ \text{où} \ \ Z_t \stackrel{\textit{iid}}{\sim} \textit{N}(0,1), \ \textit{a}0 > 0, \\ a_i \geq 0, \ \beta_j \geq 0 \ \text{et} \ \ \sum_{j=1}^{\max(p,q)} (a_i + \beta_j) < 1. \end{array}$
- La dernière contrainte implique que la variance inconditionnelle de X_t est finie et que sa variance conditionnelle varie en fonction du temps.

- Le modèle GARCH (Generalized ARCH) est proposé par (Bollerslev 1986).
- $\begin{array}{l} \blacktriangleright \ \ X_t \sim \textit{GARCH}(p,q) \ \text{si} \ \ X_t = \varepsilon_t = \sigma_t Z_t \ \text{et} \\ \sigma_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \ \text{où} \ \ Z_t \overset{\textit{iid}}{\sim} \ \textit{N}(0,1), \ \textit{a}0 > 0, \\ a_i \geq 0, \ \beta_j \geq 0 \ \text{et} \ \ \sum_{i=1}^{\max(p,q)} (a_i + \beta_j) < 1. \end{array}$
- ▶ La dernière contrainte implique que la variance inconditionnelle de X_t est finie et que sa variance conditionnelle varie en fonction du temps.
- La prévision du modèle GARCH se fait similairement à un modèle ARMA. Soit $X_t = \sigma_t Z_t$ et $\sigma_t^2 = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$. On a alors:

- ▶ Le modèle GARCH (Generalized ARCH) est proposé par (Bollerslev 1986).
- $\begin{array}{l} \blacktriangleright \ \ X_t \sim \textit{GARCH}(p,q) \ \text{si} \ \ X_t = \varepsilon_t = \sigma_t Z_t \ \text{et} \\ \sigma_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \ \text{où} \ \ Z_t \stackrel{\textit{iid}}{\sim} \textit{N}(0,1), \ \textit{a}0 > 0, \\ a_i \geq 0, \ \beta_j \geq 0 \ \text{et} \ \ \sum_{i=1}^{\max(p,q)} (a_i + \beta_j) < 1. \end{array}$
- ▶ La dernière contrainte implique que la variance inconditionnelle de X_t est finie et que sa variance conditionnelle varie en fonction du temps.
- La prévision du modèle GARCH se fait similairement à un modèle ARMA. Soit $X_t = \sigma_t Z_t$ et $\sigma_t^2 = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$. On a alors:

▶ Le modèle GARCH (Generalized ARCH) est proposé par (Bollerslev 1986).

$$X_t \sim GARCH(p,q) \text{ si } X_t = \varepsilon_t = \sigma_t Z_t \text{ et }$$

$$\sigma_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \beta_i \sigma_{t-j}^2 \text{ où } Z_t \stackrel{iid}{\sim} N(0,1), \ a0 > 0,$$

 $\max(p,q)$

fonction du temps.
 La prévision du modèle GARCH se fait similairement à un modèle ARMA. Soit X_t = σ_tZ_t et σ_t² = a₀ + a₁ε_{t-1}² + β₁σ_{t-1}².

On a alors:

$$\sigma_h(1) = a_0 + a_1 \varepsilon_h^2 + \beta_1 \sigma_h^2,$$

$$\sigma_h(2) = a_0 + (a_1 + \beta_1)\sigma_h^2(1) + a_1\sigma_h^2(1)(Z_{h+1}^2 - 1)$$
 et puisque

▶ Le modèle GARCH (Generalized ARCH) est proposé par (Bollerslev 1986).

$$X_t \sim GARCH(p,q) \text{ si } X_t = \varepsilon_t = \sigma_t Z_t \text{ et }$$

$$\sigma_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \beta_i \sigma_{t-j}^2 \text{ où } Z_t \stackrel{iid}{\sim} N(0,1), \ a0 > 0,$$

 $\max(p,q)$

fonction du temps.
 La prévision du modèle GARCH se fait similairement à un modèle ARMA. Soit X_t = σ_tZ_t et σ_t² = a₀ + a₁ε_{t-1}² + β₁σ_{t-1}².

On a alors:

$$\sigma_h(1) = a_0 + a_1 \varepsilon_h^2 + \beta_1 \sigma_h^2,$$

$$\sigma_h(2) = a_0 + (a_1 + \beta_1)\sigma_h^2(1) + a_1\sigma_h^2(1)(Z_{h+1}^2 - 1)$$
 et puisque

► En générale, les modèles GARCH s'appliquent aux erreurs suite à un modèle linéaire (régression linéaire, ARMA).

- ► En générale, les modèles GARCH s'appliquent aux erreurs suite à un modèle linéaire (régression linéaire, ARMA).
- Comme dans le modèle ARCH, les erreurs Z_t dans le modèle GARCH peuvent être de loi Student ou GED.

- ► En générale, les modèles GARCH s'appliquent aux erreurs suite à un modèle linéaire (régression linéaire, ARMA).
- Comme dans le modèle ARCH, les erreurs Z_t dans le modèle GARCH peuvent être de loi Student ou GED.
- La détermination de l'ordre q du modèle GARCH se base sur la fonction d'auto-corrélation de X_t^2 .

- ► En générale, les modèles GARCH s'appliquent aux erreurs suite à un modèle linéaire (régression linéaire, ARMA).
- ▶ Comme dans le modèle ARCH, les erreurs Z_t dans le modèle GARCH peuvent être de loi Student ou GED.
- La détermination de l'ordre q du modèle GARCH se base sur la fonction d'auto-corrélation de X_t^2 .
- ► Estimons les rendements du BTC à l'aide d'un modèle GARCH(1,1).

```
garch11=garchFit(~garch(1,1),rt, trace = F) #fGarch
garch11@fit$matcoef
```

```
Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
mu 2.182371e-03 6.334182e-04 3.445387 5.702419e-04
omega 6.937465e-05 1.063513e-05 6.523160 6.884138e-11
alpha1 1.339155e-01 1.523577e-02 8.789549 0.000000e+00
beta1 8.365670e-01 1.548134e-02 54.037112 0.000000e+00
```

Garch11@fit\$matcoef

```
Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
mu 2.182108e-03 6.334382e-04 3.444864 5.713467e-04
omega 6.933686e-05 1.066024e-05 6.504249 7.808243e-11
alpha1 1.337894e-01 1.523686e-02 8.780639 0.000000e+00
beta1 8.366535e-01 1.551168e-02 53.937005 0.000000e+00
```

```
Title:
 GARCH Modelling
Call:
 garchFit(formula = ~garch(1, 1), data = rt, trace = F)
Mean and Variance Equation:
 data ~ garch(1, 1)
<environment: 0x000000034cf1f20>
 [data = rt]
Conditional Distribution:
norm
Coefficient(s):
       mu
                omega
                          alpha1
                                       beta1
2.1824e-03 6.9375e-05 1.3392e-01 8.3657e-01
Std. Errors:
based on Hessian
Error Analysis:
       Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
      2.182e-03 6.334e-04 3.445 0.00057 ***
mu
omega 6.937e-05 1.064e-05 6.523 6.88e-11 ***
alpha1 1.339e-01
                  1.524e-02
                              8.790 < 2e-16 ***
```

```
GARCH Model Fit.
*
Conditional Variance Dynamics
GARCH Model : sGARCH(1.1)
Mean Model : ARFIMA(0,0,0)
Distribution : norm
Optimal Parameters
       Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
mu 0.002182 0.000633 3.4449 0.000571
omega 0.000069 0.000011 6.5042 0.000000
alpha1 0.133789 0.015237 8.7806 0.000000
beta1 0.836654 0.015512 53.9370 0.000000
Robust Standard Errors:
       Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
       0.002182 0.000729 2.9930 0.002762
mu
```

show(Garch11)

```
ugarchforecast(Garch11, n.ahead = 5)
```

```
GARCH Model Forecast
Model: sGARCH
Horizon: 5
Roll Steps: 0
Out of Sample: 0
0-roll forecast [T0=2021-10-20]:
      Series Sigma
T+1 0.002182 0.03436
T+2 0.002182 0.03486
T+3 0.002182 0.03534
T+4 0.002182 0.03579
```

T+5 0.002182 0.03623

Références Bollerslev, Tim. 1986. "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity." *Journal of Econometrics* 31 (3): 307–27. https://doi.org/https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1. Engle, Robert F. 1982. "Autoregressive Conditional

Engle, Robert F. 1982. "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation." *Econometrica* 50 (4): 987–1007. Fisher, Thomas J., and Colin M. Gallagher. 2012. "New Weighted Portmanteau Statistics for Time Series Goodness of Fit Testing." *Journal of the American Statistical Association* 107 (498): 777–87. https://doi.org/10.1080/01621459.2012.688465.