ECN 6578A, Économétrie des marchés financiers, Hiver 2023

Cours 4

William McCausland

2023-01-29

Plan

- 1. Prévision linéaire avec un modèle ARMA(p,q)
- 2. Modèles pour les deux premiers moments conditionnels (GARCH)
- 3. Simulation des modèles GARCH
- 4. Vraisemblance des modèles GARCH

Prévison avec un modèle ARMA(p,q)

- Le problème : prévoir r_{t+h} à t, mesurer l'incertitude.
- Types de prévision
 - ponctuelle,
 - par intervalle,
 - par densité
- Si l'objectif est de choisir $\hat{r}_t(h)$ pour minimiser $E[(r_{t+h} \hat{r}_t(h))^2 | F_t]$, la meilleure prévision ponctuelle est $\hat{r}_t(h) = E[r_{t+h} | F_t]$ et la valeur minimal est $Var[r_{t+h} | F_t]$.
- ▶ Dans un modèle ARMA(p,q), $E[r_{t+h}|F_t]$ est linéaire en $r_t, r_{t-1}, \ldots, r_{t-p}$ et $a_t, a_{t-1}, \ldots, a_{t-q}$.
- ▶ Avec les coefficients ϕ_i et θ_i , on peut évaluer $E[r_{t+h}|F_t]$.
- Avec σ_a^2 aussi on peut évaluer $\operatorname{Var}[r_{t+h}|F_t]$.
- ▶ Pour simplifier un peu, F_t comprend r_t, r_{t-1}, \ldots et a_t, a_{t-1}, \ldots
- ▶ En réalité, on observe un échantillon $r_1, ..., r_T$ et recouvre $a_1, ..., a_T$ seulement de façon approximative.

Prévision avec un modèle ARMA(2,2) à un horizon h = 1

• Équation ARMA(2,2) pour r_{t+1} :

$$r_{t+1} = \phi_1 r_t + \phi_2 r_{t-1} + a_{t+1} - \theta_1 a_t - \theta_2 a_{t-1}.$$

Prenez l'espérance conditionnelle $E[\cdot|F_t]$ des deux côtés pour obtenir une prévision :

$$E[r_{t+1}|F_t] = \phi_1 r_t + \phi_2 r_{t-1} - \theta_1 a_t - \theta_2 a_{t-1}.$$

► Calculez l'erreur de la prévision :

$$r_{t+1} - E[r_{t+1}|F_t] = a_{t+1}.$$

Calculez la variance de l'erreur de la prévision :

$$\operatorname{Var}[r_{t+1}|F_t] = \operatorname{Var}[a_{t+1}|F_t] = \sigma_a^2.$$

Prévision à un horizon h = 2: la prévision ponctuelle

ightharpoonup Équation pour r_{t+2} :

$$r_{t+2} = \phi_1 r_{t+1} + \phi_2 r_t + a_{t+2} - \theta_1 a_{t+1} - \theta_2 a_t.$$

Prenez l'espérance conditionnelle $E[\cdot|F_t]$ des deux côtés pour obtenir :

$$E[r_{t+2}|F_t] = \phi_1 E[r_{t+1}|F_t] + \phi_2 r_t - \theta_2 a_t,$$

où
$$E[r_{t+1}|F_t] = \phi_1 r_t + \phi_2 r_{t-1} - \theta_1 a_t - \theta_2 a_{t-1}$$
.

▶ Alors la prévision à h = 2 est

$$E[r_{t+2}|F_t] = \phi_1[\phi_1 r_t + \phi_2 r_{t-1} - \theta_1 a_t - \theta_2 a_{t-1}] + \phi_2 r_t - \theta_2 a_t$$

= $(\phi_1^2 + \phi_2)r_t + \phi_1 \phi_2 r_{t-1} - (\phi_1 \theta_1 + \theta_2)a_t - \phi_1 \theta_2 a_{t-1}.$

Variance de l'erreur (h = 2): 1er perspectif de trois

► Calculez l'erreur de la prévision :

$$r_{t+2} - E[r_{t+2}|F_t] = \phi_1(r_{t+1} - E[r_{t+1}|F_t]) + a_{t+2} - \theta_1 a_{t+1}$$

= $(\phi_1 - \theta_1)a_{t+1} + a_{t+2}$.

Calculez la variance de l'erreur de la prévision :

$$Var[r_{t+2}|F_t] = [(\phi_1 - \theta_1)^2 + 1]\sigma_a^2.$$

Variance de l'erreur (h = 2): 2e perspectif de trois

▶ Par la loi de variance totale :

$$\mathrm{Var}[r_{t+2}|F_t] = E[\mathrm{Var}[r_{t+2}|F_{t+1}]|F_t] + \mathrm{Var}[E[r_{t+2}|F_{t+1}]|F_t]$$

Puisque $Var[r_{t+2}|F_{t+1}] = \sigma_a^2$,

$$E[\operatorname{Var}[r_{t+2}|F_{t+1}]|F_t] = \sigma_a^2.$$

- Puisque $E[r_{t+2}|F_{t+1}] = \phi_1 r_{t+1} + \phi_2 r_t \theta_1 a_{t+1} \theta_2 a_t$, $Var[E[r_{t+2}|F_{t+1}]|F_t] = Var[(\phi_1 - \theta_1)a_{t+1}|F_t] = (\phi_1 - \theta_1)^2 \sigma_a^2$
- ► Alors,

$$Var[r_{t+2}|F_t] = [1 + (\phi_1 - \theta_1)^2]\sigma_a^2$$
.

Variance de l'erreur (h = 2): 3e perspectif de trois

La représentation MA infinie donne

$$r_{t+2} = a_{t+2} + \psi_1 a_{t+1} + \psi_2 a_t + \dots$$

► La variance conditionnelle est donc

$$Var[r_{t+2}|F_t] = Var[a_{t+2} + \psi_1 a_{t+1}|F_t]$$
$$= (1 + \psi_1^2)\sigma_a^2$$
$$= [1 + (\phi_1 - \theta_1)^2]\sigma_a^2.$$

Le modèle ARMA(p,q) comme modèle pour la moyenne conditionnelle

L'équation ARMA(p,q) :

$$r_t = \phi_1 r_{t-1} + \ldots + \phi_p r_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \ldots - \theta_q a_{t-q}.$$

La moyenne conditionnelle :

$$\mu_t \equiv E[r_t|F_{t-1}] = \phi_1 r_{t-1} + \ldots + \phi_p r_{t-1} - \theta_1 a_{t-1} - \ldots - \theta_q a_{t-q}.$$

Notez que l'innovation est une erreur de prévision :

$$a_t = r_t - E[r_t|F_{t-1}].$$

Si on connait r_{t-1}, \ldots, r_{t-p} et a_{t-1}, \ldots, a_{t-q} , on apprend a_t en même temps qu'on observe r_t .

Introduction aux modèles ARCH, GARCH

- Modèles pour les deux premiers moments conditionnels de r_t.
- $ightharpoonup F_{t-1}$ représente toute l'information connue à t-1.
- ightharpoonup Au minimum, F_{t-1} comprend r_{t-1}, r_{t-2}, \ldots
- ightharpoonup Définitions de la moyenne, de la variance conditionnelle de r_t :

$$\mu_t \equiv E[r_t|F_{t-1}], \qquad \sigma_t^2 \equiv \text{Var}[r_t|F_{t-1}].$$

- 'Hétéroscédasticité conditionnelle' veut dire que σ_t^2 varie avec t.
- Convention alternative (qu'on n'utilise pas ici) où l'indice indique le moment où la quantité est connue : $\mu_{t-1} \equiv E[r_t|F_{t-1}].$
- ▶ Autres définitions : $a_t \equiv r_t \mu_t$, $\epsilon_t \equiv a_t / \sigma_t$, alors

$$r_t = \mu_t + \sigma_t \epsilon_t.$$

Notez que $\epsilon_t | F_{t-1} \sim (0,1)$.

Exemple ARMA(p,q)-GARCH(m,s)

▶ Un modèle pour μ_t : (cas spécial de 3.3)

$$\mu_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i r_{t-i} - \sum_{i=1}^q \theta_i a_{t-i}.$$

▶ Un modèle pour σ_t^2 : (3.14)

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i a_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^s \beta_j \sigma_{t-j}^2.$$

Modèle ARCH

Le modèle ARCH(m) d'Engle :

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \ldots + \alpha_m a_{t-m}^2,$$

$$a_t = \sigma_t \epsilon_t, \quad \epsilon_t | F_{t-1} \sim (0, 1).$$

- La spécification implicite de μ_t ici est $\mu_t = 0$.
- Puisque $r_t \equiv \mu_t + a_t$, r_t et a_t ici sont pareille.
- La spécification de σ_t^2 dépend du passé du processus.
- On suppose que a_t est covariance stationnaire, ce qui entraîne des restrictions aux paramètres.
- $ightharpoonup \sigma_t$ connu à t-1; a_t et ϵ_t connus à t.

Moyenne et variance inconditionnelle du modèle ARCH(1)

► ARCH(1)

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2, \quad E[a_t|F_{t-1}] = 0, \quad Var[a_t|F_{t-1}] = \sigma_t^2.$$

► Moyenne inconditionnelle

$$E[a_t] = E[E[a_t|F_{t-1}]] = E[0] = 0.$$

Variance inconditionnelle

$$\operatorname{Var}[a_t] = E[a_t^2] = E[E[a_t^2|F_{t-1}]] = E[\alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2],$$

 $(1 - \alpha_1)\operatorname{Var}[a_t] = \alpha_0, \qquad \operatorname{Var}[a_t] = \alpha_0/(1 - \alpha_1).$

- ▶ Il faut que $\alpha_1 < 1$ par covariance stationnarité.
- ▶ Il faut que $\alpha_0 > 0$ et $\alpha_1 \ge 0$ par positivité de la variance.

Asymétrie conditionnelle et l'effet de levier

- L'asymétrie conditionnelle est $E[r_t^3|F_{t-1}]/\sigma_t^3$.
- L'effet de levier est souvent exprimé comme $Cov[(\sigma_{t+1}^2 \sigma_t^2), a_t] < 0.$
- ► Il faut avoir un modèle pour parler des moments conditionnels en général, et les faits empiriques concernant l'asymétrie conditionnelle et l'effet de levier en particulier.

L'asymétrie d'un modèle ARCH(1)

- Souvent les modèles de volatilité spécifie $E[a_t^3|F_{t-1}]$ comme étant zéro ou constant; souvent, ils ne le spécifient pas.
- L'effet de levier en termes du troisième moment inconditionnel :

$$E[(\sigma_{t+1}^2 - \sigma_t^2)a_t] = E[(\alpha_0 + \alpha_1 a_t^2 - \sigma_t^2)a_t] = \alpha_1 E[a_t^3].$$

► Troisième moment inconditionnel en termes du troisième moment conditionnel :

$$E[a_t^3] = E[E[a_t^3|F_{t-1}]].$$

- Si l'asymétrie conditionnelle est nulle, l'asymétrie inconditionnelle et $Cov[(\sigma_{t+1}^2 \sigma_t^2), a_t]$ sont nulles aussi.
- Conclusion: pour un ARCH(1), une asymétrie inconditionnelle ou un effet de levier doit passer par une asymétrie conditionnelle.
- Même chose pour un ARCH(m).

Aplatissement d'un ARCH(1) gaussien

- Le 4ième moment conditionnel dépend du choix de la loi de a_t .
- ▶ Pour un modèle ARCH(1) gaussien,

$$E[a_t^4|F_{t-1}] = 3E[\sigma_t^4|F_{t-1}] = 3(\alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2)^2.$$

$$E[a_t^4] = 3E[\alpha_0^2 + 2\alpha_0\alpha_1a_{t-1}^2 + \alpha_1^2a_{t-1}^4]$$

Si $E[a_t^4] = E[a_{t-1}^4]$ (une conséquence de stationnarité, mais pas de covariance-stationnarité) alors

$$E[a_t^4] = \frac{3\alpha_0^2(1+\alpha_1)}{(1-\alpha_1)(1-3\alpha_1^2)}.$$

- ▶ Il faut que $\alpha_1^2 < 1/3$ pour l'existence de l'aplatissement. Un peu inflexible.
- L'aplatissement inconditionnel, s'il existe, est de

$$\frac{E[a_t^4]}{E[a_t^2]^2} = 3(1 - \alpha_1^2)/(1 - 3\alpha_1^2) > 3.$$

Les autocorrélations

ightharpoonup Autocorrélation de première ordre de r_t ou a_t :

$$E[a_t a_{t-1}] = E[E[a_t a_{t-1} | F_{t-1}]] = E[a_{t-1} E[a_t | F_{t-1}]] = E[a_{t-1} 0] = 0$$

► Autocorrélation de a_t^2 :

$$E[a_t^2 a_{t-1}^2] = E[E[a_t^2 a_{t-1}^2 | F_{t-1}]] = E[a_{t-1}^2 E[a_t^2 | F_{t-1}]]$$

$$= E[a_{t-1}^2 (\alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2)] = \frac{\alpha_0^2}{1 - \alpha_1} + \alpha_1 E[a_{t-1}^4]$$

$$\operatorname{Cov}[a_t^2, a_{t-1}^2] = E[a_t^2 a_{t-1}^2] - E[a_t^2] E[a_{t-1}^2] = \alpha_1 E[a_{t-1}^4] - \frac{\alpha_0^2 \alpha_1}{(1 - \alpha_1)^2}$$
$$\operatorname{Var}[a_t^2] = E[a_t^4] - E[a_t^2]^2 = E[a_t^4] - \frac{\alpha_0^2}{(1 - \alpha_1)^2}$$

Avec stationnarité en 4e moment, $corr[a_t^2, a_{t-1}^2] = \alpha_1$.

Résumé des conclusions théoriques

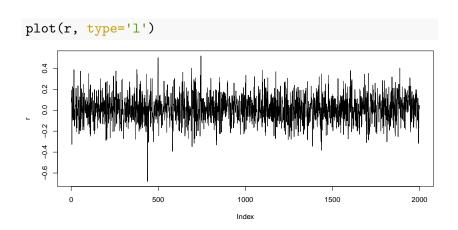
Le modèle ARCH

- capture la variabilité et la persistance de la volatilité
- capture l'aplatissement inconditionnel plus grand que 3
- ▶ un peu d'inflexibilité pour l'autocorrélation de a_t^2
- ▶ ne capture pas la longue mémoire pour la volatilité
- ne capture pas l'asymétrie inconditionnelle, indépendamment de l'asymétrie conditionnelle
- ne capture pas l'effet de levier, indépendamment de l'asymétrie conditionnelle

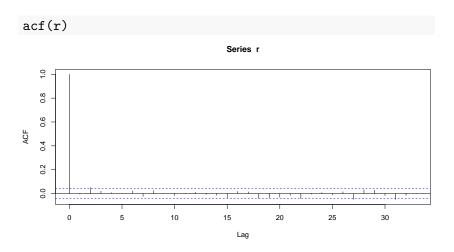
Simulation du modèle ARCH(3)

```
# Paramètres (de l'exemple Intel, Exemple 3.1)
mu = 0.0122
al0 = 0.0106; al = c(0.2131, 0.0770, 0.0599)
variance = al0/(1-al[1]-al[2]-al[3])
T = 2000 # Nombre de périodes
epsilon = rnorm(T) # Innovations gaussiennes
a = rep(0, T); r = rep(0, T) # Mémoire réservé
a[1:3] = rnorm(3, sd=sqrt(variance));
r[1:3] = a[1:3] + mu
for (t in 4:T) {
  mu t = mu
  sigma2_t = al0 + al %*% a[(t-1):(t-3)]^2
  a[t] = sqrt(sigma2_t) * epsilon[t]
  r[t] = a[t] + mu t
```

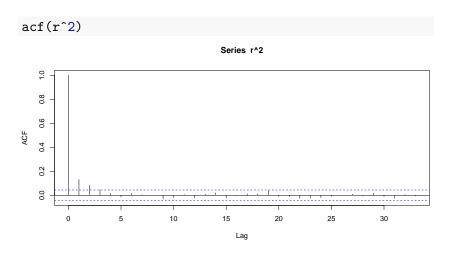
Graphique de r_t artificiel



La fonction d'autocorrélation de r_t artificiel



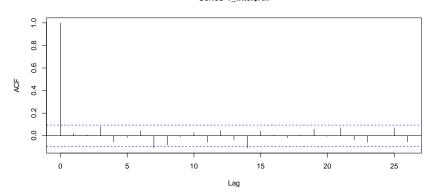
La fonction d'autocorrélation de r_t^2 artificiel



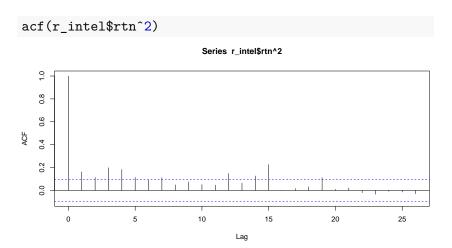
La fonction d'autocorrélation de r_t , Intel 1973-2008

r_intel = read.table('m-intc7308.txt', header=TRUE)
acf(r_intel\$rtn)

Series r intel\$rtn



La fonction d'autocorrélation de r_t^2 , Intel 1973-2008



Test des effets ARCH, Intel

```
Box.test(r intel$rtn, lag=12)
##
## Box-Pierce test
##
## data: r_intel$rtn
## X-squared = 15.987, df = 12, p-value = 0.1918
Box.test(r intel$rtn^2, lag=12)
##
##
   Box-Pierce test
##
## data: r intel$rtn^2
## X-squared = 78.075, df = 12, p-value = 9.599e-12
```

La log-vraisemblance pour un ARCH(1) gaussien, $\mu_t = \mu$

 \blacktriangleright En générale, pour une séries r_t , la log-vraisemblance est

$$L(\theta; r_1, ..., r_T) = \sum_{t=1}^{T} \log[f(r_t | \theta, r_1, ..., r_{t-1})]$$

► La densité d'une aléa $N(\mu, \sigma^2)$:

$$f(x; \mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-(x-\mu)^2/(2\sigma^2)}.$$

La log-densité :

$$\log f(x; \mu, \sigma) = -\frac{1}{2} [\log \sigma^2 + \log 2\pi + (x - \mu)^2 / \sigma^2]$$

La log-vraisemblance pour un ARCH(1) gaussien, $\mu_t = \mu$

ightharpoonup Terme t=1:

$$\log f(r_1) = -\frac{1}{2} \left[\log \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1} + \log 2\pi + \frac{(r_t - \mu)^2}{\alpha_0/(1 - \alpha_1)} \right].$$

ightharpoonup Termes t > 1:

$$\log f(r_t|r_{t-1}) = -\frac{1}{2} \left[\log[\alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2] + \log 2\pi + \frac{(r_t - \mu)^2}{\alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2} \right].$$

- ▶ La somme de tous les termes donne $L(\mu, \alpha_0, \alpha_1; r_1, ..., r_T)$
- Les "constantes" de normalisation importent. Même si elles ne dépendent pas des r_t actuelles, elles dépendent des paramètres et des rendements retardés.
- Pourquoi en logs?

Évaluation de la vraisemblance

```
vraisemblance <- function(mu, al0, al1, r) {</pre>
 T = length(r)
  a = rep(0, T); # Mémoire réservé
  mu t = mu
  sigma2_t = al0/(1-al1)
  a[1] = r[1] - mu_t
 L = -0.5*(sigma2_t + log(2*pi) + a[1]^2/sigma2_t)
  for (t in 2:T) {
   mu t = mu
    sigma2_t = al0 + al1 * a[t-1]^2
    a[t] = r[t] - mu t
   L = L - 0.5*(sigma2_t + log(2*pi) + a[t]^2/sigma2_t)
```

Prévision avec un ARCH(m)

- La meilleure prévision ponctuelle, en termes de perte quadratique, est la moyenne.
- ▶ Prévision de σ_{t+1}^2 à t :

$$\sigma_t^2(1) \equiv E[\sigma_{t+1}^2 | F_t] = \alpha_0 + \alpha_1 a_t^2 + \ldots + \alpha_m a_{t+1-m}^2.$$

▶ Prévision de σ_{t+2}^2 à t :

$$\sigma_t^2(2) \equiv E[\sigma_{t+2}^2 | F_t] = E[E[\sigma_{t+2}^2 | F_{t+1}] | F_t]$$

$$\sigma_t^2(2) = E[\alpha_0 + \alpha_1 a_{t+1}^2 + \dots + \alpha_m a_{t+2-m}^2 | F_t]$$

$$\sigma_t^2(2) = \alpha_0 + \alpha_1 \sigma_t^2(1) + \alpha_2 a_t^2 + \dots + \alpha_m a_{t+2-m}^2.$$

Prévision de σ_{t+h}^2 à t:

$$\sigma_t^2(h) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i \sigma_t^2(h-i),$$

où $\sigma_t^2(h-i) = a_{t+h-i}^2$ si $h-i \le 0$ $(t+h-i \le t)$

Notes sur la prévision ponctuelle

- ▶ Il faut avoir plus de structure pour évaluer l'incertitude associée à σ_{t+h} . (Par exemple, on peut spécifier une loi pour ϵ_t)
- L'incertitude concernant les paramètres et le modèle n'est pas pris en compte.

Cours 5, la semaine prochaine

Plan préliminaire

- 1. La théorie des estimateurs maximum de vraisemblance
- 2. Évaluation de la vraisemblance des modèles GARCH
- 3. Modèle EGARCH et l'effet de levier