

# Egyéni kutatómunka beszámoló

Hoffmann Balázs

2022 december 15.

## Bevezetés

Az egyéni kutatómunka keretében GARCH folyamatokkal foglalkoztam, amelyek szorosan épülnek a jelenlegi félévben tanult Stacionárius folyamatok című tárgyban megszerzett ismeretekre. A GARCH mozaikszó jelentése általánosított autoregresszív feltételesen heteroszkedasztikus (generalized autoregressive conditionally heteroscedastic) folyamat. Az eredeti ARCH folyamatokról először 1982-ben jelent meg publikáció, azóta hatalmasra nőtt mind az elméleti, mind a gyakorlati aspektusait vizsgálók kutatótábor. Az ARCH folyamatok esetében a korábban tanult stacionárius folyamatoktól eltérően megjelenik a feltételes szórás, azaz a szórásnégyzet a múlt függvénye. A GARCH modellek megjelenése alapjaiban változtatta meg a magas volatilitású pénzügyi folyamatok matematikai kezelhetőségét. Az alábbi összefoglalóban néhány alapvető definíció után bemutatom a GARCH folyamatok különböző tulajdonságait, valamint néhány általánosítását.

## Definíciók

A Stacionárius folyamatok című tárgy keretein belül megismerkedtünk az alábbi definíciókkal: stacionárius folyamat, gyenge-, illetve erős stacionaritás, AR folyamatok, MA folyamatok, valamint ARMA folyamatok. A fent említett definíciókat a továbbiakban ismertnek tételezem föl.

**Definition 1** *GARCH(p, q) folyamat. Egy  $\epsilon_t$  folyamatot GARCH(p, q) folyamatnak nevezünk, ha létezik az első két feltételes momentuma, valamint teljesíti a következő két feltételt:*

$$E(\epsilon_t | \epsilon_u, u < t) = 0, t \in \mathbb{Z} \text{ és}$$

*léteznek olyan  $\omega, \alpha_i, i = 1, \dots, q$ , valamint  $\beta_j, j = 1, \dots, p$  konstansok, melyekre*

$$\sigma_t^2 = \text{Var}(\epsilon_t | \epsilon_u, u < t) = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \epsilon_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-1}^2.$$

A fenti egyenletet egyszerűbben is leírhatjuk:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha(B)\epsilon_t^2 + \beta(B)\sigma_t^2, t \in \mathbb{Z},$$

ahol  $B$  az ismert backshift operátor, azaz  $B^i \epsilon_t^2 = \epsilon_{t-i}^2$  és  $B^i \sigma_t^2 = \sigma_{t-i}^2$ , továbbá  $\alpha(B) = \sum_{i=1}^q \alpha_i B^i$  és  $\beta(B) = \sum_{j=1}^p \beta_j B^j$ .

Ha  $\beta(z) = 0$ , akkor

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \epsilon_{t-1}^2.$$

Ekkor ARCH(q) folyamatot kapunk.

**Definition 2** Erős GARCH( $p, q$ ) folyamat. Legyen  $(\eta_t)$  iid  $\eta$  eloszlású sorozat. Ekkor  $(\epsilon_t)$  erős GARCH( $p, q$ ) folyamat, ha

$\epsilon_t = \sigma_t \eta_t$ , valamint

$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2$ , ahol  $\alpha_i, \beta_j$  nemnegatívak és  $\omega$  pozitív.

## Nevezetes tételek

Az alábbiakban a GARCH folyamatok stacionaritását fogjuk vizsgálni. Először a GARCH(1,1) folyamatot, majd az általános esetet taglaljuk.

Amennyiben  $p = q = 1$ , akkor GARCH(1,1) folyamat esetén a fenti feltételek az alábbi alakban írhatóak fel:

$\epsilon_t = \sigma_t \eta_t$ , valamint

$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$ , ahol  $\omega, \alpha, \beta \geq 0$ .

Legyen  $a(z) = \alpha z^2 + \beta$ ,  $\gamma = E(\log(\alpha \eta_t^2 + \beta))$  és  $h_t = \omega(1 + \sum_{i=1}^{\infty} a(\eta_{t-1}) \dots a(\eta_{t-i}))$ .

**Theorem 1** A GARCH(1,1) folyamat erős stacionaritása. Ha

$$-\infty \leq \gamma < 0,$$

akkor  $h_t$  majdnem biztosan konvergens és a fenti feltételrendszer egyértelmű megoldása az

$$\epsilon_t = \sqrt{h_t} \eta_t$$

erősen stacionárius folyamat. Ha  $\gamma \geq 0$  és  $\omega \geq 0$ , akkor nincs ilyen erősen stacionárius folyamat.

**Theorem 2** A GARCH(1,1) folyamat gyenge stacionaritása. Legyen  $\omega > 0$ . Ha  $\alpha + \beta < 1$ , akkor az  $\epsilon_t = \sqrt{h_t} \eta_t$  folyamat gyengén stacionárius. Ha  $\alpha + \beta \geq 1$ , akkor nincs megfelelő gyengén stacionárius GARCH(1,1) folyamat.

Az általános esethez tekintsük a következő reprezentációt:

$$z_t = \underline{b}_t + A_t z_{t-1},$$

ahol

$$\underline{b}_t = \underline{b}(\eta_t) = \begin{pmatrix} \omega\eta_t^2 \\ 0 \\ \vdots \\ \omega \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix} \in \mathbb{R}^{p+q}, \quad \underline{z}_t = \begin{pmatrix} \epsilon_t^2 \\ \vdots \\ \epsilon_{t-q+1}^2 \\ \sigma_t^2 \\ \vdots \\ \sigma_{t-p+1}^2 \end{pmatrix} \in \mathbb{R}^{p+q},$$

valamint

$$A_t = \begin{pmatrix} \alpha_1\eta_t^2 & \cdots & \alpha_q\eta_t^2 & \beta_1\eta_t^2 & \cdots & \beta_p\eta_t^2 \\ 1 & 0 & \cdots & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 1 & \cdots & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \ddots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & 1 & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ \alpha_1 & \cdots & \alpha_q & \beta_1 & \cdots & \beta_p \\ 0 & \cdots & 0 & 1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & 0 & 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \ddots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & 0 & 0 & 0 & \cdots & 1 & 0 \end{pmatrix}$$

egy  $(p+q) \times (p+q)$  mátrix. Jelölje  $(A)$  az  $A$  mátrix spektrálsugarát. Továbbá tudjuk, hogy

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{1}{t} \log \|A^t\| = \log(A).$$

Legyen

$$\gamma = \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{1}{t} E(\log \|A_t A_{t-1} \dots A_1\|).$$

**Theorem 3** *A GARCH(p,q) folyamat erős stacionaritása. Szükséges és elégséges feltétel a fent definiált  $\gamma$ -ra:*

$$\gamma < 0.$$

Ha  $E(\log^+ \|A_t\|)$  véges, akkor

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \|A_0 \dots A_{-t}\| = 0 \implies \gamma < 0$$

**Theorem 4** *A GARCH(p,q) folyamat gyenge stacionaritása. A tétel a GARCH(1,1) esettel analóg módon kimondható. Legyen  $\omega > 0$ . Egy GARCH(p,q) folyamat akkor és csak akkor gyengén stacionárius, ha*

$$\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j < 1.$$

## A GARCH (1,1) folyamat

A GARCH folyamatok gyakorlati alkalmazásában a legjelentősebb a GARCH (1,1), így ezen folyamat néhány tulajdonságát fogom ismertetni.

$\epsilon_t = \sigma_t \eta_t$ , és  
 $\sigma_t^2 = \omega + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$ , ahol  $\omega, \alpha, \beta \geq 0$  definiál egy GARCH(1,1) folyamatot. Ekkor a következők teljesülnek:

$E(\epsilon_t) = 0$ , a folyamat autokorrelálatlan és  $E_{t-1} \epsilon_t^2 = \sigma_t^2$ .

Továbbá teljesül, hogy  $\epsilon_t^2$  ARMA(1,1) folyamatot követ.

Legyen  $\mu_i = E(\eta_t^i)$ . Ekkor a GARCH (1,1) folyamat 4. momentuma:

$$E(\epsilon_t^4) = E(\sigma_t^4)E(\eta_t^4),$$

amit kifejtve:

$$E(\epsilon_t^4) = \frac{\omega^2(1 + \alpha_1 + \beta_1)\mu_4}{(1 - \mu_4\alpha_1^2 - \beta_1^2 - 2\alpha_1\beta_1)(1 - \alpha_1 - \beta_1)}.$$

Tegyük fel, hogy  $E(\epsilon_t^4)$  létezik és  $E(\epsilon_t^4) < \infty$ . Ekkor

$$Corr(\epsilon_t^2, \epsilon_{t-h}^2) = \frac{\alpha_1(1 - \beta_1(\alpha_1 + \beta_1))}{1 - (\alpha_1 + \beta_1)^2 + \alpha_1^2} (\alpha_1 + \beta_1)^{h-1}, \quad h \geq 1,$$

valamint

$$Cov(\epsilon_t^2, \epsilon_{t-h}^2) \geq 0, \quad \forall h.$$

## Az IGARCH(p,q) folyamat

**Definition 3** *Ha*

$$\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j = 1,$$

*akkor a folyamatot integrált GARCH, röviden IGARCH folyamatnak nevezzük.*

**Theorem 5** *Az IGARCH(1,1) folyamat erős stacionaritása.*

*Ha  $P(\eta_t^2 = 1) < 1$  és  $\alpha + \beta = 1$ , akkor a folyamat erősen stacionárius.*

## GARCH(p,q) folyamatok ARCH( $\infty$ ) reprezentációja

**Definition 4** Egy  $(\epsilon_t)$  folyamatot ARCH( $\infty$ ) folyamatnak nevezünk, ha létezik  $(\eta_t)$  valószínűségi változók sorozata, ahol  $\eta_t$  iid,  $E(\eta_t) = 0$  és  $E(\eta_t^2) = 1$ , valamint nemnegatív  $\phi_i$  konstansok sorozata, ahol  $\phi_0 > 0$ , hogy

$$\epsilon_t = \sigma_t \eta_t, \quad \sigma_t^2 = \phi_0 + \sum_{i=1}^{\infty} \phi_i \epsilon_{t-1}^2.$$

**Theorem 6** GARCH(p,q) folyamat ARCH( $\infty$ ) reprezentációja.

Ha  $(\epsilon_t)$  erősen stacionárius GARCH(p,q) folyamat, akkor létezik ARCH( $\infty$ ) reprezentációja, a  $\phi_i$  konstansok pedig:

$$0 = \frac{\omega}{B(1)}, \quad \sum_{i=1}^{\infty} \phi_i z^i = \frac{A(z)}{B(z)}, \quad z \in \mathbb{C}, \quad |z| \leq 1,$$

ahol  $A(z) = \alpha_1 z + \dots + \alpha_q z^q$  és  $B(z) = 1 - \beta_1 z - \dots - \beta_p z^p$ .

## Forrás

Francq, Christian, and Jean-Michel Zakoian. *GARCH models: structure, statistical inference and financial applications*. John Wiley Sons, 2019.