

Propiedades de la Varianza

Var(X) = E[(X - E[X])^2] = E[X^2] - (E[X])^2

Var(X + b) = Var(X)

Var(-aX) = a^2 · Var(X)

Var(a) = 0

Var(X + Y) = Var(X) + Var(Y) + 2 · Cov(X, Y)

X ⊥ Y ⇒ Var(X + Y) = Var(X) + Var(Y)

Var(aX + bY) = a^2 Var(X) + b^2 Var(Y) + 2ab · Cov(X, Y)

Propiedades de la Covarianza

Cov(X, Y) = Cov(Y, X)

Cov(aX + b, Y) = a · Cov(X, Y)

Cov(aX + bZ, Y) = a · Cov(X, Y) + b · Cov(Z, Y)

X ⊥ Y ⇒ Cov(X, Y) = 0

Cov(X, X) = Var(X)

Cov(X, Y) = E[(X-E[X])(Y-E[Y])] = E[XY]-E[X]E[Y]

Estacionariedad débil

Un proceso estocástico {Xt}t∈ℤ se dice que es **estacionario débil** (o **de segundo orden**) si cumple las siguientes dos condiciones: La esperanza es constante e independiente del tiempo:

μXt := E[Xt] = μ para todo t

La función de autocovarianza depende solo del desfase h, es decir:

γX(t, t + h) := Cov(Xt, Xt+h) = γ(h) para todo t, h

Estacionariedad e Invertibilidad

Para un proceso AR(1) o MA(1), el coeficiente debe ser menor que 1 en valor absoluto. Para un proceso AR(p) o MA(q), el **módulo de las raíces del polinomio característico** debe ser mayor que 1. El módulo se calcula como el valor absoluto de las raíces del polinomio asociado al modelo.

Región Admisible (2)

{ |φ2| < 1  
φ1 + φ2 < 1  
φ2 - φ1 < 1

Módulo

Dado un número complejo:

z = a + bi con a, b ∈ ℝ

el **módulo** (o valor absoluto) de z, denotado por |z|, se define como:

|z| = √a² + b²

Discriminante de (2)

D = φ1² + 4φ2

FACV de un AR(p)

Las ecuaciones de Yule-Walker para las autocovarianzas de un AR(p) se expresan como:

[γ1  
γ2  
γ3  
γ4] = [γ0 γ1 γ2 γ3  
γ1 γ0 γ1 γ2  
γ2 γ1 γ0 γ1  
γ3 γ2 γ1 γ0] [φ1  
φ2  
φ3  
φ4]

Lo que implica, por ejemplo:

γ1 = φ1γ0 + φ2γ1 + φ3γ2 + φ4γ3

La relación de recurrencia es:

ρk = φ1ρk-1 + φ2ρk-2 + ... + φpρk-p, k > p

Para encontrar los parámetros, dadas las correlaciones, se resuelve el sistema de ecuaciones lineales como una matriz aumentada:

[ 1 ρ1 ρ2 | ρ1  
ρ1 1 ρ1 | ρ2  
ρ2 ρ1 1 | ρ3 ]

FACV de un MA(q)

La matriz de la función autorregresiva inversa (FAV) para un MA(q) tiene la siguiente estructura:

[ 1 ...  
-θ1 θ1² ...  
-θ2 θ2θ1 θ2² ...  
⋮ ⋮ ⋮ ⋮  
-θq θqθ1 θqθ2 ... θq² ] σe²

La varianza total de un MA(q) es:

γ0 = σe² (1 + θ1² + θ2² + ... + θq²)

Después de q, todas las autocovarianzas son 0. La correlación es ρk = γk/γ0

Valores Esperados

Multiplicas el proceso Xt por lo que quieres y le sacas el valor esperado. Ejemplo:

(1 - φ1B - φ2B²)Xt = (1 - θ1B - θ2B²)e\_t

Xt - φ1Xt-1 - φ2Xt-2 = e\_t - θ1e\_t-1 - θ2e\_t-2

Xt = φ1Xt-1 + φ2Xt-2 + e\_t - θ1e\_t-1 - θ2e\_t-2

E[Xte\_t] = σe²

E[Xte\_t+h] = 0

E[Xte\_t-h] = Multiplica todo

E[e\_te\_t] = σe²

E[XtXt] = γ0

E[XtXt-h] = γh

Representación ψi y convergencia

Xt - φXt-1 = μ + e\_t

Xt = φXt-1 + μ + e\_t

Xt = φ(φXt-2 + μ + e\_t-1) + μ + e\_t

= φ^hXt-h + ∑\_{i=0}^{h-1} φ^i(μ + e\_t-i)

cuando h → ∞, y suponiendo que |φ| < 1

Xt = ∑\_{i=0}^∞ φ^i(μ + e\_t-i)

Esta es una representación MA(∞) del proceso AR(1), donde los coeficientes ψi = φ^i. La serie ∑\_{i=0}^∞ φ^i es convergente si |φ| < 1, y su suma es una serie geométrica:

Serie Geométrica

∑\_{i=0}^∞ φ^i = 1 / (1 - φ)

Por lo tanto, la suma ponderada de los efectos pasados converge, y la media del proceso se puede escribir como:

E[Xt] = ∑\_{i=0}^∞ φ^i μ = μ · 1 / (1 - φ)

MA(∞) del proceso AR(2)

Xt - φ1Xt-1 - φ2Xt-2 = μ + e\_t

Nuestro objetivo es expresar este proceso en su forma (MA(∞)), es decir, encontrar coeficientes ψi tales que:

Xt = ∑\_{i=0}^∞ ψie\_t-i + constante

AR(2) puede escribirse como:

(1 - φ1B - φ2B²)Xt = μ + e\_t

Xt = φ⁻¹(B)(μ + e\_t)

Si el proceso es estacionario, entonces φ(B)⁻¹ puede expandirse como una serie de potencias:

φ⁻¹(B) = ∑\_{i=0}^∞ ψiB^i

Aplicando esta expansión, obtenemos:

Xt = ∑\_{i=0}^∞ ψi(μ + e\_t-i) = μ ∑\_{i=0}^∞ ψi + ∑\_{i=0}^∞ ψie\_t-i

Por lo tanto, la representación MA(∞) del proceso AR(2) es:

Xt = μ ∑\_{i=0}^∞ ψi + ∑\_{i=0}^∞ ψie\_t-i

media

Finalmente, el valor esperado del proceso es:

E[Xt] = μ ∑\_{i=0}^∞ ψi

Media de un ARMA(p, q)

Consideremos el modelo:

Xt = φ1Xt-1 + ... + φpXt-p + e\_t + θ1e\_t-1 + ... + θqe\_t-q

Donde {e\_t} ~ WN(0, σe²). Si el proceso es estacionario, entonces su media μ = E[Xt] es constante en el tiempo.

μ = c / (1 - φ1 - ... - φp)

Operador Diferencia

∇^dXt = (1 - B)^dXt

Autocorrelación ρk

Supones que ρ0 = 0

|r̂k| > 2 √ (1/n (1 + 2 ∑\_{j=1}^q ρ̂j²))

Autocorrelación Parcial φkk

|φ̂kk| > 2 √ (1/n

Cálculo de las Autocorrelaciones Parciales

φ11 = ρ1

φ22 = (det [ 1 ρ1  
ρp-1 ρp ] ) / (det [ 1 ρ1  
ρ1 1 ] )

φ33 = (det [ 1 ρ1 ρ1  
ρ1 ρp-1 ρ2  
ρp-1 ρp-2 ρp ] ) / (det [ 1 ρ1 ρ2  
ρ1 1 ρ1  
ρ2 ρ1 1 ] )

Se obtiene como: φkk Se obtiene como:

det [ 1 ρ1 ρ2 ... ρp-2 ρ1  
ρ1 1 ρ1 ... ρp-3 ρ2  
ρ2 ρ1 1 ... ρp-4 ρ3  
⋮ ⋮ ⋮ ⋮ ⋮ ⋮  
ρp-1 ρp-2 ρp-3 ... ρ1 ρp ]

det [ 1 ρ1 ρ2 ... ρp-2 ρp-1  
ρ1 1 ρ1 ... ρp-3 ρp-2  
ρ2 ρ1 1 ... ρp-4 ρp-3  
⋮ ⋮ ⋮ ⋮ ⋮ ⋮  
ρp-1 ρp-2 ρp-3 ... ρ1 1 ]

Polinomios Característicos

Π y Ψ son polinomios infinitos.

φ(B) = 1 - φ1B - φ2B² - ... - φpB^p

θ(B) = 1 + θ1B + θ2B² + ... + θqB^q

ψ(B) = φ⁻¹(B) θ(B)

π(B) = θ⁻¹(B) φ(B)

θ(B) π(B) = φ(B)

φ(B) ψ(B) = θ(B)

FACV ARMA(1,1)

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + e_t - \theta_1 e_{t-1}$$

$$\begin{aligned} \gamma_0 - \phi_1 \gamma_1 &= \sigma^2 - \theta_1 (\phi_1 \sigma^2 - \theta_1 \sigma^2) \\ \gamma_1 - \phi_1 \gamma_0 &= -\theta_1 \sigma^2 \\ \gamma_k &= \phi_1 \gamma_{k-1}, \quad k \geq 2 \end{aligned}$$

$$\begin{bmatrix} 1 & -\phi_1 \\ -\phi_1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \gamma_0 \\ \gamma_1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma^2 - \theta_1 (\phi_1 \sigma^2 - \theta_1 \sigma^2) \\ -\theta_1 \sigma^2 \end{bmatrix}$$

FACV ARMA(2,1)

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + e_t - \theta_1 e_{t-1}$$

$$\begin{aligned} \gamma_0 - \phi_1 \gamma_1 - \phi_2 \gamma_2 &= (1 - \phi_1 \theta + \theta^2) \sigma_e^2 \\ \gamma_1 - \phi_1 \gamma_0 - \phi_2 \gamma_1 &= -\theta \sigma_e^2 \\ \gamma_2 - \phi_1 \gamma_1 - \phi_2 \gamma_0 &= 0 \end{aligned}$$

$$\begin{bmatrix} 1 & -\phi_1 & -\phi_2 \\ -\phi_1 & 1 - \phi_2 & 0 \\ -\phi_2 & -\phi_1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \gamma_0 \\ \gamma_1 \\ \gamma_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} (1 - \phi_1 \theta + \theta^2) \sigma_e^2 \\ -\theta \sigma_e^2 \\ 0 \end{bmatrix}$$

FACV ARMA(1,2)

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + e_t - \theta_1 e_{t-1} - \theta_2 e_{t-2}$$

$$\begin{aligned} \gamma_0 - \phi_1 \gamma_1 &= (1 - \theta_1 (\phi_1 - \theta_1) - \theta_2 (\phi_1 (\phi_1 - \theta_1) - \theta_2))) \sigma_e^2 \\ \gamma_1 - \phi_1 \gamma_0 &= (-\theta_1 - \theta_2 (\phi_1 - \theta_1)) \sigma_e^2 \\ \gamma_2 - \phi_1 \gamma_1 &= -\theta_2 \sigma_e^2 \end{aligned}$$

$$\begin{bmatrix} 1 & -\phi_1 \\ -\phi_1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \gamma_0 \\ \gamma_1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} (1 - \theta_1 (\phi_1 - \theta_1) - \theta_2 (\phi_1 (\phi_1 - \theta_1) - \theta_2)) \sigma_e^2 \\ (-\theta_1 - \theta_2 (\phi_1 - \theta_1)) \sigma_e^2 \end{bmatrix}$$

Desarrollo del producto  $\theta(B)\pi(B) = \phi(B)$

Para un ARMA(1,2)

$$(1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2)(1 - \pi_1 B - \pi_2 B^2 - \pi_3 B^3 - \dots)$$

$$\begin{aligned} \phi(B) &= 1 \\ &- B(\pi_1 + \theta_1) \\ &- B^2(\pi_2 + \theta_2 - \pi_1 \theta_1) \\ &- B^3(\pi_3 - \theta_1 \pi_2 - \theta_2 \pi_1) + \dots \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \pi_1 + \theta_1 &= \phi_1 \\ \pi_2 + \theta_2 - \pi_1 \theta_1 &= 0 \\ \pi_3 - \theta_1 \pi_2 - \theta_2 \pi_1 &= 0 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \pi_1 &= \phi_1 - \theta_1 \\ \pi_2 &= \pi_1 \theta_1 - \theta_2 \\ \pi_3 &= \theta_1 \pi_2 + \theta_2 \pi_1 \end{aligned}$$

Fórmulas recursivas para los coeficientes  $\pi_j$

$$\begin{aligned} \pi_1 &= \phi_1 - \theta_1 \\ \pi_2 &= \phi_2 + \pi_1 \theta_1 - \theta_2 \\ \pi_3 &= \phi_3 + \pi_2 \theta_1 + \pi_1 \theta_2 \\ \pi_4 &= \phi_4 + \pi_3 \theta_1 + \pi_2 \theta_2 \\ &\vdots \end{aligned}$$

En general, para  $j \geq 1$ :

$$\pi_j = \phi_j + \sum_{k=1}^{\min(j,q)} \pi_{j-k} \theta_k$$

(si  $j > p$ , entonces  $\phi_j = 0$ )

Fórmulas recursivas para los coeficientes  $\psi_j$

$$\begin{aligned} \psi_0 &= 1 \\ \psi_1 &= \theta_1 + \phi_1 \\ \psi_2 &= \theta_2 + \phi_1 \psi_1 + \phi_2 \\ \psi_3 &= \theta_3 + \phi_1 \psi_2 + \phi_2 \psi_1 + \phi_3 \\ \psi_4 &= \theta_4 + \phi_1 \psi_3 + \phi_2 \psi_2 + \phi_3 \psi_1 + \phi_4 \\ &\vdots \end{aligned}$$

En general, para  $j \geq 1$ :

$$\psi_j = \theta_j + \sum_{k=1}^{\min(j,p)} \phi_k \psi_{j-k}$$

(si  $j > q$ , entonces  $\theta_j = 0$ )