### Clase 3 Series de Tiempo

Felipe Elorrieta Lopez

Universidad de Santiago de Chile

April 17, 2025





### **Conceptos Previos**

► Alisado Exponencial Simple-Medias Móviles Simples.

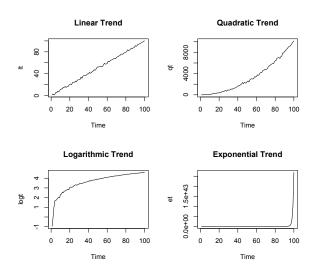
### **Conceptos Previos**

- ► Alisado Exponencial Simple-Medias Móviles Simples.
- ► Alisado Exponencial Lineal Biparametrico de Holt.

### **Conceptos Previos**

- Alisado Exponencial Simple-Medias Móviles Simples.
- Alisado Exponencial Lineal Biparametrico de Holt.
- Alisado Exponencial de Holt Winters

### Tipos de Tendencia



Usualmente, la información disponible para predecir el comportamiento de un fenómeno es como sigue:

$$y_1, \dots, y_n \Rightarrow \text{Serie de Tiempo}$$
  
 $x_{01}, \dots, x_{0n} \Rightarrow \text{Covariable 1}$   
 $x_{11}, \dots, x_{1n} \Rightarrow \text{Covariable 2}$   
 $\vdots \quad \vdots \quad \vdots$   
 $x_{p1}, \dots, x_{pn} \Rightarrow \text{Covariable p}$ 

▶ Un caso particular de covariables es  $x_{0t} = 1$  y  $x_{1t} = t$ , que corresponde a un modelo lineal, donde

$$y_t = \beta_0 x_{0t} + \beta_1 x_{1t} + \epsilon_t$$

Un caso particular de covariables es  $x_{0t} = 1$  y  $x_{1t} = t$ , que corresponde a un modelo lineal, donde

$$y_t = \beta_0 x_{0t} + \beta_1 x_{1t} + \epsilon_t$$

Agregando una tercera componente  $x_{2t} = t^2$ . Podemos ajustar un modelo cuadrático a una serie del tipo:

$$y_t = \beta_0 x_{0t} + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \epsilon_t$$



► En general, para un polinomio de grado *m* se puede ajustar un modelo polinomial definido por:

$$y_t = \beta_0 x_{0t} + \beta_1 x_{1t} + \ldots + \beta_m x_{mt} + \epsilon_t$$
 donde  $x_{jt} = t^j \forall j = 0, \ldots, m$ .

En general, para un polinomio de grado m se puede ajustar un modelo polinomial definido por:

$$y_t=eta_0x_{0t}+eta_1x_{1t}+\ldots+eta_mx_{mt}+\epsilon_t$$
 donde  $x_{jt}=t^jorall j=0,\ldots,m.$ 

Para estimar los parámetros del modelo podemos utilizar métodos convenciales como MCO. El problema es que se puede presentar correlación entre las variables independientes, pero se puede utilizar algún procedimiento para ortogonalizar las variables.

### Estimación de Mínimos Cuadrados

Sea el vector de parámetros dado por  $\beta = (\beta_0, \dots, \beta_m)$ , el estimador de minimos cuadrádos se define por

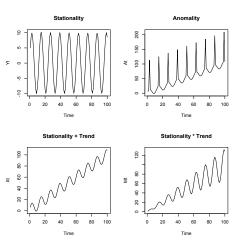
$$\hat{\beta} = (X^T X)^{-1} X^T Y$$

donde las matrices X e Y se definen como,

$$Y = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_N \end{bmatrix} \quad X = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & \dots & 1 \\ 1 & 2 & 4 & \dots & 2^m \\ 1 & 3 & 9 & \dots & 3^m \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots \\ 1 & N & N^2 & \dots & N^m \end{bmatrix}$$

### Estacionalidad

La estacionalidad es una característica que presentan algunas series en lo largo del tiempo, y dicha característica es observada con periodicidad. En esta sección podemos considerar los siguientes casos,



► Sea el modelo

$$Y_t = A\sin(\omega t + \psi) \tag{1}$$

► Sea el modelo

$$Y_t = A\sin(\omega t + \psi) \tag{1}$$

donde

A=amplitud de la serie.

► Sea el modelo

$$Y_t = A\sin(\omega t + \psi) \tag{1}$$

- A=amplitud de la serie.
- $ightharpoonup \omega$  es el número de ciclos por unidad de tiempo.

► Sea el modelo

$$Y_t = A\sin(\omega t + \psi) \tag{1}$$

- A=amplitud de la serie.
- $ightharpoonup \omega$  es el número de ciclos por unidad de tiempo.

► Sea el modelo

$$Y_t = A\sin(\omega t + \psi) \tag{1}$$

- A=amplitud de la serie.
- $ightharpoonup \omega$  es el número de ciclos por unidad de tiempo.
- $\omega = 2\pi f = \frac{2\pi}{P}$
- P período de la serie.

► Sea el modelo

$$Y_t = A\sin(\omega t + \psi) \tag{1}$$

- A=amplitud de la serie.
- $\triangleright \omega$  es el número de ciclos por unidad de tiempo.
- $\omega = 2\pi f = \frac{2\pi}{P}$
- P período de la serie.
- ▶ f frecuencia de la serie.

► Sea el modelo

$$Y_t = A\sin(\omega t + \psi) \tag{1}$$

- A=amplitud de la serie.
- $ightharpoonup \omega$  es el número de ciclos por unidad de tiempo.
- $\omega = 2\pi f = \frac{2\pi}{P}$
- P período de la serie.
- ▶ f frecuencia de la serie.
- $ightharpoonup \psi$  desfase de la serie

lacktriangle Consideremos el modelo (1), como  $\omega=2\pi f$  podemos escribir,

$$Y_{t} = Asin(2\pi ft + \psi)$$

$$= A[sin(2\pi ft)cos(\psi) + cos(2\pi ft)sin(\psi)]$$

$$= \underbrace{Acos(\psi)}_{\beta_{1}} sin(2\pi ft) + \underbrace{Asin(\psi)}_{\beta_{2}} cos(2\pi ft)$$

Luego,

$$Y_t = \beta_1 \sin(2\pi f t) + \beta_2 \cos(2\pi f t) \tag{2}$$

Esto puede ser visto como un modelo de regresión simple,

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ \vdots \\ Y_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} sin(2\pi f) & cos(2\pi f) \\ \vdots & & \vdots \\ sin(2\pi fN) & cos(2\pi fN) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \end{bmatrix}$$

► Ahora, en el caso general,

$$Y_{t} = \beta_{11} sin(2\pi f_{1}t) + \beta_{21} cos(2\pi f_{1}t) + \ldots + \beta_{1q} sin(2\pi f_{q}t) + \beta_{2q} cos(2\pi f_{q}t) + \epsilon_{t}$$
(3)

donde, las frecuencias propias  $\{f_1,\ldots,f_q\}$  se calculan en base al espectro de la serie o transformada de Fourier, tópico que veremos más adelante. Supondremos ahora que las frecuencias propias  $f_i$  son conocidas.

 Sea la regresión armónico simple ajustada con una frecuencia propia del tipo,

$$Y_t = \beta_1 \sin(2\pi f t) + \beta_2 \cos(2\pi f t) + \epsilon_t$$

podemos obtener una estimación de A y  $\psi$  a partir de las estimaciones de  $\beta_1$  y  $\beta_2$ , usando,

$$A = \sqrt{\beta_1^2 + \beta_2^2}$$
  
$$\psi = atan(\beta_1/\beta_2)$$

► Suponga el modelo con tendencia determinística,

$$T_t = \beta_0 + \beta_1 t + \ldots + \beta_m t^m$$

Suponga el modelo con tendencia determinística,

$$T_t = \beta_0 + \beta_1 t + \ldots + \beta_m t^m$$

Para nuestro modelo vamos a suponer que la periodicidad observada ocurre cada 12 periodos de tiempo, entonces

$$S_t = \sum_{j=1}^{12} \alpha_j d_{jt}$$

Suponga el modelo con tendencia determinística,

$$T_t = \beta_0 + \beta_1 t + \ldots + \beta_m t^m$$

Para nuestro modelo vamos a suponer que la periodicidad observada ocurre cada 12 periodos de tiempo, entonces

$$S_t = \sum_{j=1}^{12} \alpha_j d_{jt}$$

Como suponemos la estacionalidad constante,  $\alpha_j$  no dependen del tiempo, entonces podemos pensar en variables "dummys", por ejemplo en el caso que se presente una estacionalidad cada 12 meses (en una serie mensual).

$$d_{jt} = egin{cases} 1, & ext{si el periodo t corresponde al mes j} & j = 1, \dots, 12 \ 0, & ext{si no} \end{cases}$$

► En este caso,

$$\sum_{j=1}^{12} d_{jt} = d_{1t} + d_{2t} + \ldots + d_{12t}, \qquad t = 1, 2, \ldots, n$$

de modo que la matriz no es de rango completo, así, imponemos la restricción adicional

$$\sum_{j=1}^{12} \alpha_j = 0$$

y obtenemos el modelo de rango completo

$$Y_t = \sum_{j=0}^{m} \beta_j t^j + \sum_{j=1}^{11} \alpha_j D_{jt} + \epsilon_t$$

El modelo de rango completo

$$Y_t = \sum_{j=0}^m \beta_j t^j + \sum_{j=1}^{11} \alpha_j D_{jt} + \epsilon_t$$

donde ahora,

$$D_{jt} = egin{cases} 1, & ext{si el periodo t corresponde al mes j} & j=1,\dots,11 \ -1, & ext{si el periodo t corresponde al mes 12}, \ 0, & ext{eoc} \end{cases}$$

De este modelo podemos utilizar la teoría usual de mínimos cuadrados y obtener los estimadores de  $\alpha_j$  y  $\beta_j$ , o sea, para una muestra  $Y_1, \ldots, Y_N$  obtenemos el modelo

$$Y = C\beta + D\alpha + \epsilon$$

$$Y_{n \times 1} = \begin{bmatrix} Y_1 \\ \vdots \\ Y_n \end{bmatrix}, \quad C_{n \times (m+1)} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & \dots & 1 \\ 1 & 2 & \dots & 2^m \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ 1 & n & \dots & n^m \end{bmatrix}, \quad \alpha_{11 \times 1} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \vdots \\ \alpha_{11} \end{bmatrix}$$
 
$$\beta_{(m+1) \times 1} = \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_m \end{bmatrix}, \quad D_{n \times 11} = \begin{bmatrix} D_{11} & D_{21} & \dots & D_{11,1} \\ D_{12} & D_{22} & \dots & D_{11,2} \\ \vdots & & & & \vdots \\ D_{1n} & D_{2n} & \dots & D_{11,n} \end{bmatrix}, \quad \epsilon_{n \times 1} = \begin{bmatrix} \epsilon_1 \\ \epsilon_2 \\ \vdots \\ \epsilon_n \end{bmatrix}$$

El modelo se puede escribir de la siguiente manera,

$$Y = X\gamma + \epsilon$$

donde,

$$X = [C:D]$$
 y  $\gamma = \begin{bmatrix} \beta \\ \dots \\ \alpha \end{bmatrix}$ 

de modo que el estimador de mínimos cuadrados está dado por

$$\hat{\gamma} = [X'X]^{-1}X'Y$$