

# MÓDULO DE ESTADÍSTICA SERIES DE TIEMPO

DIPLOMADO DE MATEMÁTICAS Y ESTADÍSTICA, MIDE

Ruslán Gómez Nesterkín Noviembre 2022

Aviso: Los comentarios y opiniones expresados son solo del autor y no necesariamente reflejan a los del Banco de México.

# **ENCUESTAS**

- A fin de tener una mayor interacción durante las presentaciones...
- Se realizarán algunas encuestas de opinión durante las sesiones...
- A través de la aplicación de celular: Telegram
- Favor de adherirse al grupo: MIDE\_DIP\_MATS\_2022
- Liga directa: <u>https://t.me/MIDE\_DIP\_MATS\_2022</u>

# PLAN DE LA PRESENTACIÓN

#### PARTE 1

- \* ANTECEDENTES: Series determinísticas, variables aleatorias y estimación.
- SERIES DE TIEMPO: Series Determinísticas, Series de Tiempo, Suma de Variables Aleatorias.
- DISTRIBUCIÓN DE SERIES DE TIEMPO: Límite Central, Función Característica, Caminata Aleatoria.
- CARACTERÍSTICAS DE LAS SERIES DE TIEMPO: Autocorrelación, Estacionalidad.

#### PARTE 2

- **DESCOMPOSICIÓN:** Descomposición de Wold.
- **MODELOS DE SERIES DE TIEMPO:** AR y MA.
- **EJEMPLO INICIAL:** ¿Predicción al 75%?

#### PARTE 3

- CARACTERÍSTICAS DE LAS SERIES DE TIEMPO: Heteroskedasticidad, Causalidad de Granger y Cointegración.
- MÁS MODELOS DE SERIES DE TIEMPO: ARMA, Otras variantes.
- PRONÓSTICOS



PARTE 2 MODELOS

# PLAN DE LA PRESENTACIÓN

#### PARTE 1

- ANTECEDENTES
- SERIES DE TIEMPO
- DISTRIBUCIÓN DE SERIES DE TIEMPO
- **CARACTERÍSTICAS DE LAS SERIES DE TIEMPO**

#### PARTE 2

- DESCOMPOSICIÓN
- MODELOS DE SERIES DE TIEMPO
- EJEMPLO



#### PARTE 3

- MODELOS DE SERIES DE TIEMPO
- OTRAS CARACTERÍSTICAS
- PRONÓSTICOS

#### Motivación ...



Retrato y otras representaciones del cuadro de Lisa Gherardini / La Gioconda / Mona Lisa. Reproducción original de Leonardo da Vinci a la izquierda, siglo XVI. Fuente: P.L. Rosin, Y.-K. Lai; "Artistic minimal rendering with lines and blocks"; Graphical Models 75 (2013) pp. 208–229.

- Entenderemos por modelo matemático a aquella representación de una realidad o abstracción, dada a través de relaciones matemáticas.
- Dado un modelo, también puede considerarse la descomposición de éste en elementos principales, más útiles o fáciles de manejar.

### Ejemplo 1/6

Datos: Producto interno bruto de la República Federal de Alemania, datos trimestrales entre 1960 y 2011.

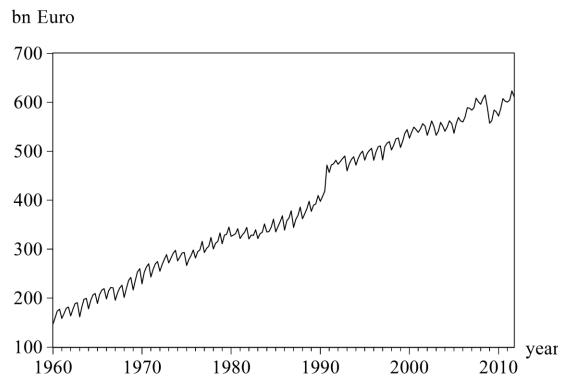


Figure 1.1: Real Gross Domestic Product of the Federal Republic of Germany in billions of Euro, 1960 – 2011

Veamos distintas maneras de transformar dicha serie de tiempo...

## Ejemplo 2/6

Datos: Producto interno bruto de la Rep. Federal de Alemania, datos trimestrales entre 1960 y 2011:

$$X = \{X_1, X_2, \dots, X_n\}$$

Transformación: Eliminación de la tendencia

$$\Delta X_n = X_n - X_{n-1}$$

**Comentario:** Se elimina la tendencia, permaneciendo la periodicidad propia del proceso original X. La amplitud es esencialmente la misma.

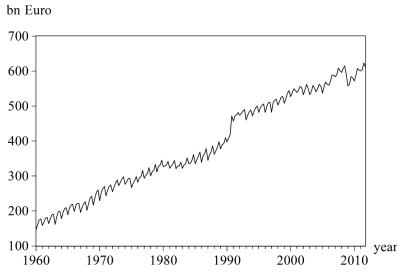


Figure 1.1: Real Gross Domestic Product of the Federal Republic of Germany in billions of Euro, 1960 – 2011

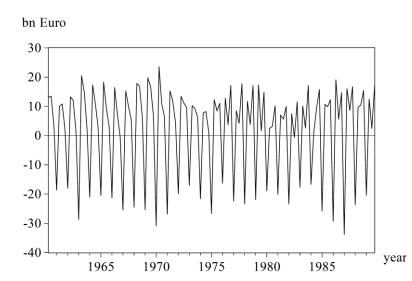


Figure 1.2: Quarterly Changes of the Real Gross Domestic Product (AGDP) of the Federal Republic of Germany, 1960 – 1989

### Ejemplo 3/6

Datos: Producto interno bruto de la Rep. Federal de Alemania, datos trimestrales entre 1960 y 2011:

$$X = \{X_1, X_2, \dots, X_n\}$$

Transformación: Cambio porcentual

$$gqr_n = 100 \cdot \ln \left( \frac{X_n}{X_{n-1}} \right)$$

• Comentario: Se observa un patrón de periodicidad que sufre una disrupción a partir de 1975. Aquí la amplitud es importante y se muestra decreciente en el tiempo.

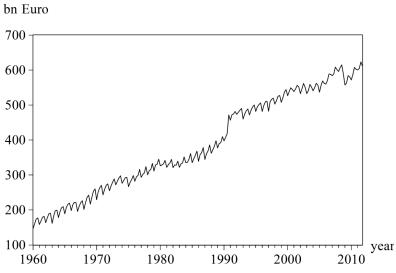


Figure 1.1: Real Gross Domestic Product of the Federal Republic of Germany in billions of Euro, 1960 – 2011

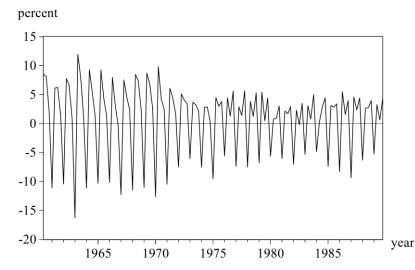


Figure 1.3: Quarterly Growth Rates of the Real Gross Domestic Product (qgr) of the Federal Republic of Germany, 1960 – 1989

### Ejemplo 4/6

Datos: Producto interno bruto de la Rep. Federal de Alemania, datos trimestrales entre 1960 y 2011:

$$X = \{X_1, X_2, \dots, X_n\}$$

Transformación: Eliminación de periodicidad

$$\Delta_4 X_n = X_n - X_{n-4}$$

Comentario: Se usa la referencia del cambio respecto al año anterior y no respecto al trimestre anterior. Se elimina así la variación estacional. Se observa negativo solamente en épocas de recesión (1967, 1975, 1981 y 1982), las últimas por shocks del petróleo.

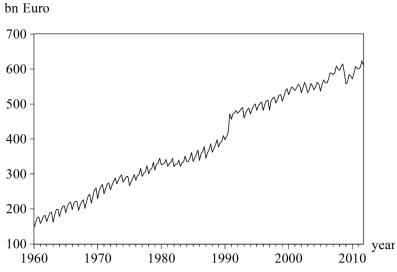


Figure 1.1: Real Gross Domestic Product of the Federal Republic of Germany in billions of Euro, 1960 – 2011

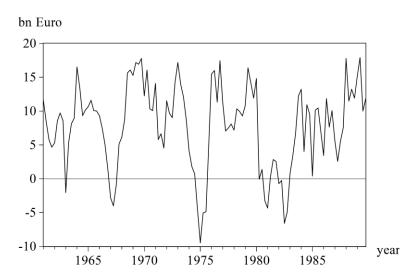


Figure 1.4: Annual Changes of the Real Gross Domestic Product ( $\Delta_4$ GDP) of the Federal Republic of Germany, 1961 – 1989

### Ejemplo 5/6

Datos: Producto interno bruto de la Rep. Federal de Alemania, datos trimestrales entre 1960 y 2011:

$$X = \{X_1, X_2, \dots, X_n\}$$

Transformación: Cambios anuales porcentuales

$$agr_n = 100 \cdot \ln \left( \frac{X_n}{X_{n-4}} \right)$$

Comentario: La tasa de crecimiento en los años 60 y 70 fluctúa entre -3.5% y 10%. Se distingue la recesión de 1968, 1975 y de los 80's. Posteriormente a 1975, el crecimiento ha sido cada vez menor (entre 0% y 5%).

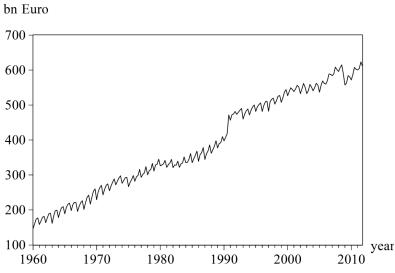


Figure 1.1: Real Gross Domestic Product of the Federal Republic of Germany in billions of Euro. 1960 – 2011

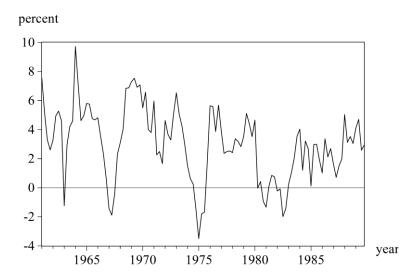


Figure 1.5: Annual Growth Rates of Real Gross Domestic Product (agr) of the Federal Republic of Germany, 1960 – 1989

### Ejemplo 6/6

Transformación: Eliminación de estacionalidad sin afectar la tendencia

$$GDPS_n = \frac{1}{4}(X_n + X_{n-1} + X_{n-2} + X_{n-3})$$

• Comentario: Este es un promedio móvil de grado 4. Tiene un rezago de 1 año.

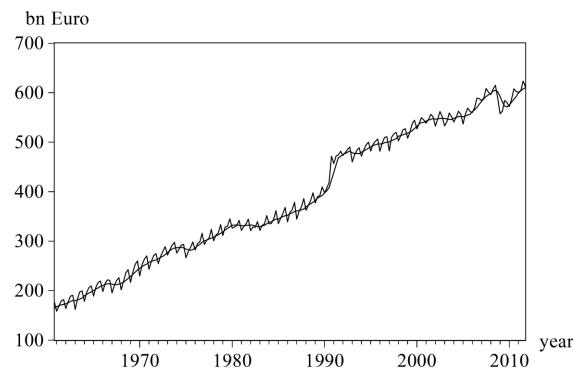


Figure 1.6: 'Smooth Component' and actual values of the Real Gross Domestic Product of the Federal Republic of Germany, 1961 – 2011

### Descomposición de Wold (1/4)

• Consideremos una sucesión  $\{X_0, X_1, \dots, X_t, \dots\}$  de variables aleatorias con <u>varianza estacionaria</u>:

$$Var(X_t) = \sigma^2$$
 para toda  $t$ .

Al substraerle la media, el proceso puede representarse por una combinación lineal de variables aleatorias no correlacionadas de media cero y varianza constante:

$$X_t - \mu_t = \sum_{j=0}^{\infty} a_j u_{t-j}$$

con **procesos estocásticos puros**  $u_t$ , los cuales cumplen:

$$\mathbb{E}[u_t] = 0 \quad \text{y} \quad \mathbb{E}[u_t u_s] = \begin{cases} \sigma^2, & \text{cuando } t = s \\ 0, & \text{cuando } t \neq s \end{cases}$$

y con coeficientes  $a_j$  constantes para  $j=1,2\dots$  ,  $a_0=1$  y  $\sum_{j=1}^\infty a_j^2 < \infty$  .

**NOTA**: Cuando t = s, se trata de la varianza de  $u_t$ :

$$\begin{aligned} & \operatorname{Var}(u_t) \\ &= \mathbb{E}[u_t^2] - \mathbb{E}[u_t]^2 \\ &= \mathbb{E}[u_t^2] - 0 = \sigma^2 \\ &= \operatorname{Var}(X_t) \end{aligned}$$

Ejemplos...

### Descomposición de Wold (2/4)

### Valor Esperado:

Asumiendo la descomposición de Wold para la sucesión  $\{X_0, X_1, \dots, X_t, \dots\}$ , se obtiene que la esperanza queda dada por:

$$\mathbb{E}[X_t - \mu_t] = \mathbb{E}\left[\sum_{j=0}^{\infty} a_j u_{t-j}\right] = \sum_{j=0}^{\infty} a_j \,\mathbb{E}[u_{t-j}] = 0$$

Por lo tanto

$$\mathbb{E}[X_t] = \mu_t$$

**Conclusión**: Si la serie  $X_t$  cumple la descomposición de Wold, tendría valor esperado constante (estacionario), siempre y cuando su descomposición de Wold cumpliera que  $\mu_t = \text{constante}$  para todo tiempo t.

### Descomposición de Wold (3/4)

#### Varianza:

Asumiendo la descomposición de Wold para la sucesión  $\{X_0, X_1, \dots, X_t, \dots\}$ , se obtiene que la varianza queda dada por:

$$\mathbb{E}[(X_t - \mu_t)^2] = \mathbb{E}\left[\left(\sum_{j=0}^{\infty} a_j u_{t-j}\right)^2\right] = \mathbb{E}\left[\sum_{j=0}^{\infty} (a_j u_{t-j})^2 + \sum_{j=0}^{\infty} \sum_{i=0, i \neq j}^{\infty} (a_i u_{t-i})(a_j u_{t-j})\right]$$

$$= \sum_{j=0}^{\infty} \mathbb{E}[a_j^2 u_{t-j}^2] + \sum_{j=0}^{\infty} \sum_{i=0, i \neq j}^{\infty} \mathbb{E}[a_i \ a_j \ u_{t-i} \ u_{t-j}] = \sum_{j=0}^{\infty} a_j^2 \mathbb{E}[u_{t-j}^2] = \sigma^2 \sum_{j=0}^{\infty} a_j^2$$

Por lo tanto, haciendo  $\gamma(n)=\sigma^2\sum_{j=0}^\infty a_{j+n}a_j$ , resulta que  $\gamma(0)$  es constante y finita. Así

$$\mathbb{E}[(X_t - \mu_t)^2] = \gamma(0)$$

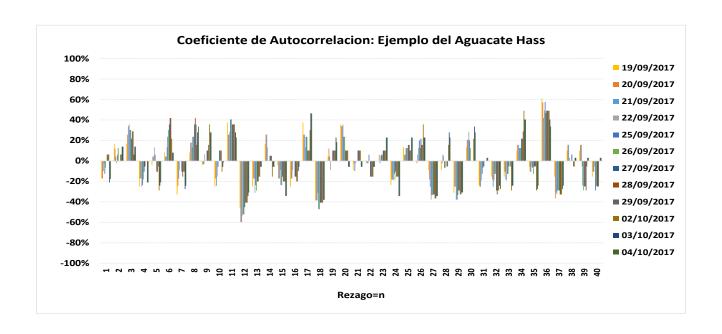
 Conclusión: Las series de tiempo con varianza estacionaria se simplifican enormemente mediante la descomposición de Wold asumiendo una representación mediante procesos estocásticos puros.

### **Descomposición de Wold (4/4)**

#### Coeficiente de Autocorrelación:

Asumiendo la descomposición de Wold para la sucesión  $\{X_0, X_1, \dots, X_t, \dots\}$ , se obtiene de manera similar la función de autocorrelación con rezago n:

$$Cov(X_t, X_{t-n}) = \gamma(n)$$
 y  $\rho_{\tau} = \frac{\gamma(n)}{\gamma(0)}$ 





# **RECESO**



5 minutos ...

# PLAN DE LA PRESENTACIÓN

#### PARTE 1

- ANTECEDENTES
- SERIES DE TIEMPO
- DISTRIBUCIÓN DE SERIES DE TIEMPO
- **CARACTERÍSTICAS DE LAS SERIES DE TIEMPO**

#### PARTE 2

- DESCOMPOSICIÓN
- **MODELOS DE SERIES DE TIEMPO**
- EJEMPLO



#### PARTE 3

- MODELOS DE SERIES DE TIEMPO
- OTRAS CARACTERÍSTICAS
- PRONÓSTICOS

- Consideremos una sucesión  $\{X_0,X_1,\ldots,X_t,\ldots\}$  de datos que cumplen la siguiente relación iterativa:  $X_t=\delta+\alpha X_{t-1}+u_t$ 
  - con  $\alpha$  y  $\delta$  constantes y  $u_t$  un proceso aleatorio puro.
- Definición: A este tipo de serie de tiempo se le denomina Proceso Autoregresivo de primer grado, denominado AR(1).
- **Comentario**: Un modelo AR(1) es una ecuación en diferencias estocástica, para la cual es de interés identificar la distribución del proceso  $X_t$  y otras de sus características, como por ejemplo si es estacionario.

Tomando como valor inicial  $X_0$  de la serie como dado y sustituyendo para la ecuación de el  $X_1$  el término anterior  $X_0$ , obtenemos una relación que permite obtener una representación general para  $X_t$ :

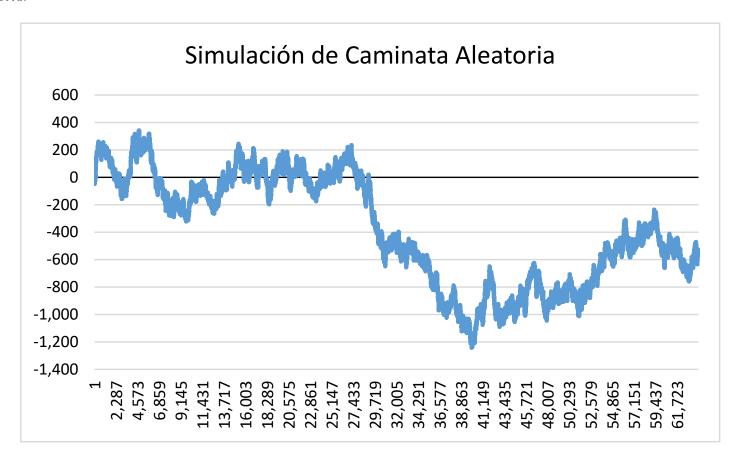
$$\begin{aligned}
X_{1} &= \delta + \alpha X_{0} + u_{1} \\
X_{2} &= \delta + \alpha X_{1} + u_{2} \\
&= \delta + \alpha (\delta + \alpha X_{0} + u_{1}) + u_{2} = (1 + \alpha) \delta + \alpha^{2} X_{0} + \alpha u_{1} + u_{2} \\
&\vdots \\
X_{t} &= \delta + \alpha X_{t-1} + u_{t} = \delta \sum_{s=0}^{t-1} \alpha^{s} + \alpha^{t} X_{0} + \sum_{j=0}^{t-1} \alpha^{j} u_{t-j}
\end{aligned}$$

Esta expresión puede simplificarse hasta obtener :

$$X_t = \alpha^t X_0 + \delta \frac{1 - \alpha^t}{1 - \alpha} + \sum_{j=0}^{t-1} \alpha^j u_{t-j}$$

 Comentario: Un proceso AR(1) no es estacionario, ya que depende de procesos estocásticos de otros periodos, obteniéndose distribuciones diferentes en el tiempo.

**Ejemplo**: Tomando el siguiente modelo AR(1):  $X_t = X_{t-1} + u_t$ , con  $u_t \sim N(0,1)$  y  $X_t = 0$ , se obtiene una caminata aleatoria.





Tomando la expresión anterior y comenzando en el periodo  $t_0 \leq 0$ , para lpha < 1 resulta que:

$$X_{t} = \alpha^{t-t_{0}} X_{t_{0}} + \delta \frac{1 - \alpha^{t-t_{0}}}{1 - \alpha} + \sum_{j=0}^{t-t_{0}-1} \alpha^{j} u_{t-j}$$

Tomando el límite cuando  $t_0 \to -\infty$ , tendríamos una serie con una historia infinita:

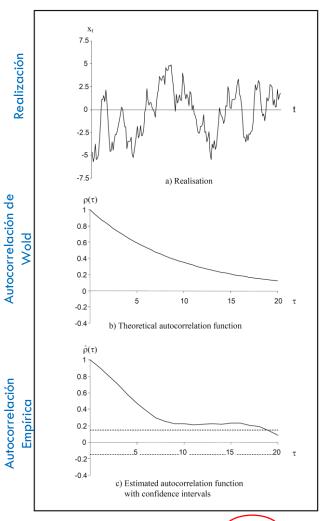
$$X_t = \frac{\delta}{1 - \alpha} + \sum_{j=0}^{\infty} \alpha^j u_{t-j}$$

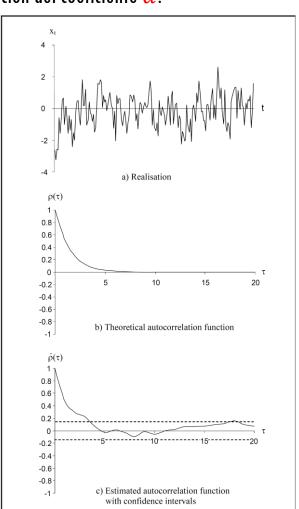
#### Comentarios:

- 1. Este tipo de proceso AR(1) <u>sí es estacionario</u>, ya que la parte aleatoria tiene la misma distribución para cualquier tiempo t.
- 2. Coincide con la descomposición de Wold.
- 3. Por lo general, tomar toda la historia suele <u>no ser fácil en la práctica</u>.

### **Modelos Auto-Regresivos:** ACF para AR(1)

La Función de Auto-correlación (**ACF**) o "Auto-Correlograma", para modelos autoregresivos AR(1), muestran diferentes comportamientos cualitativos en función del coeficiente  $\alpha$ .





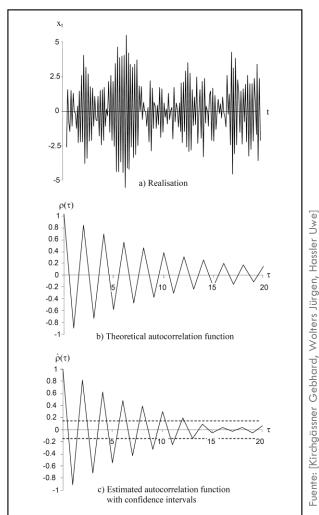


Figure 2.1: AR(1) process with  $\alpha = 0.9$ 

Figure 2.2: AR(1) process with  $\alpha = 0.5$ 

Figure 2.3: AR(1) process with  $\alpha = -0.9$ 

#### **Promedio Móvil**

(MA: Moving-Average)

- Asumamos que  $u_t$  es un proceso estocástico puro i.i.d., con  $\mathbb{E}[u_t]=0$  y  $ext{Var}[u_t]=\sigma^2$ .
- ullet El **promedio móvil** está dado por la siguiente relación:  $X_t = a_1 X_{t-1} + \cdots + a_n X_{t-n} + u_t$
- Para el caso en que la ventana de tiempo sea de n=2 periodos, se obtiene que:

$$X_t = a_1 X_{t-1} + a_2 X_{t-2} + u_t$$

cumpliéndose lo siguiente:

$$X_0$$
 dado  
 $X_1 = a_1 X_0 + u_1$   
 $X_2 = a_1 X_1 + a_2 X_0 + u_2$   
 $= a_1 (a_1 X_0 + u_1) + a_2 X_0 + u_2$   
 $= (a_1^2 X_0 + a_1 u_1) + a_2 X_0 + u_2$   
 $= (a_1^2 + a_2) X_0 + a_1 u_1 + u_2$   
 $= \mu - (-a_1) u_1 + u_2 = \mu + u_2 - \beta u_1$ 

De esta manera, el promedio móvil con n=2 periodos de rezago se denota como  $\mathsf{MA(2)}$ , cumpliendo que:

$$X_t = \mu + u_t - \beta u_{t-1}$$

$$\begin{cases} \mathbb{E}[X_t] = \mu \\ \text{Var}[X_t] = (1 + \beta^2)\sigma^2 \\ \rho_{\tau} = -\beta\sigma^2 \end{cases}$$

# PLAN DE LA PRESENTACIÓN

#### PARTE 1

- ANTECEDENTES
- SERIES DE TIEMPO
- DISTRIBUCIÓN DE SERIES DE TIEMPO
- **CARACTERÍSTICAS DE LAS SERIES DE TIEMPO**

#### **PARTE 2**

- DESCOMPOSICIÓN
- **MODELOS DE SERIES DE TIEMPO**
- EJEMPLO



#### PARTE 3

- MODELOS DE SERIES DE TIEMPO
- OTRAS CARACTERÍSTICAS
- PRONÓSTICOS

# **EJEMPLO**

Ejemplo de capacidad de predicción con series de tiempo...



Series de tiempo y predicción

Sornette D. y Andersen J.V.; International Journal of Modern Physics, junio/2000.

"El signo del incremento de series de tiempo nocorrelacionadas puede predecirse con una probabilidad de éxito universal del 75%"

https://arxiv.org/pdf/cond-mat/0001324.pdf

# **EJEMPLO**

#### Predicción: Resultado de Sornette y Andersen (1/2)

#### **SÍNTESIS DE ALGUNOS DE LOS RESULTADOS:**

- Supuestos: Datos  $X_i$  sin auto-correlación. Comenzaremos asumiendo  $X_i$  i.i.d.,  $X_i \sim U[0,1]$ .
- **Pregunta:** Dados los valores anteriores hasta  $X_i$ , ¿cuál es el mejor predictor de  $X_{i+1}$ ?
- Incrementos: Si consideramos la diferencia y que el valor esperado de la distribución uniforme es 1/2:

$$\mathbb{E}[X_{i+1} - X_i] = \mathbb{E}[X_{i+1}] - \mathbb{E}[X_i] = \frac{1}{2} - \frac{1}{2} = 0$$

$$\mathbb{E}[X_{i+1} - X_i | X_i] = \mathbb{E}[X_{i+1} | X_i] - \mathbb{E}[X_i | X_i] = \frac{1}{2} - X_i$$

- Conclusión 1: Parece haber predictibilidad al considerar la información del periodo anterior.
- Autocorrelación: Buscando intuición sobre la autocorrelación de los incrementos:

$$\mathbb{E}[(X_{i+1} - X_i)(X_i - X_{i-1})]$$

$$= \mathbb{E}[X_{i+1}X_i] - \mathbb{E}[X_{i+1}X_{i-1}] - \mathbb{E}[X_i^2] + \mathbb{E}[X_iX_{i-1}]$$

$$= \frac{1}{4} - \frac{1}{4} - \frac{1}{2} + \frac{1}{4} = -\frac{1}{4} = -0.25$$

- Conclusión 2: Autocorrelación negativa habla de que habrá frecuentemente cambio de signo.
- **Estrategia:** Considerando lo anterior, la estrategia sugerida para  $X_{i+1}$  es el estimador  $\widehat{X}_{i+1}=X_i-rac{1}{2}$

# **EJEMPLO**

#### Predicción: Resultado de Sornette y Andersen (2/2)

Probabilidad de predecir la dirección: Se establece la siguiente doble relación que cumple  $\gamma$ , representando el valor esperado de que coincidan los signos de la serie con el estimador propuesto.

$$\begin{cases} \gamma = \mathbb{E}\left[\operatorname{sign}(X_{i+1} - X_i)\operatorname{sign}\left(\frac{1}{2} - X_i\right)\right] = \frac{1}{2} \\ \gamma = \mathbb{E}\left[\operatorname{sign}(X_{i+1} - X_i)\operatorname{sign}\left(\frac{1}{2} - X_i\right)\right] = (+1)p_+ + (-1)p_- \end{cases}$$

- Se obtiene por un lado que  $\gamma=1/2$  tras realizar los cálculos y por otro que  $\gamma$  es igual a la probabilidad de coincidencia de signos  $(p_+)$  más aquella de no coincidencia de signos  $(p_-)$ .
- La ecuación resultante sería:

$$p_+ - (1 - p_+) = \frac{1}{2}$$

- Despejando  $p_+$ , se concluye que la probabilidad de predecir los signos sería  $p_+ = 75\%$ .
- A la derecha un ejemplo de realización del proceso  $(X_i)_{i=0,\dots,1500}$ .

