



### DATA SCIENCE

MODULO 5

Series de Tiempo I

## Series de Tiempo



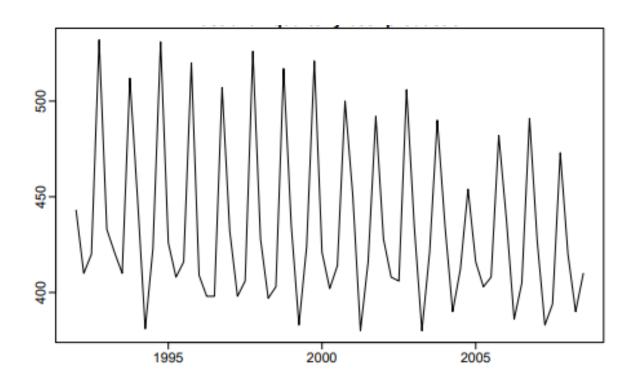


- Introducir los datos de series temporales, entender el concepto de estacionariedad.
- Presentar modelos simples para datos de series temporales
- Comprender el esquema de validación cruzada a aplicar con datos de series temporales



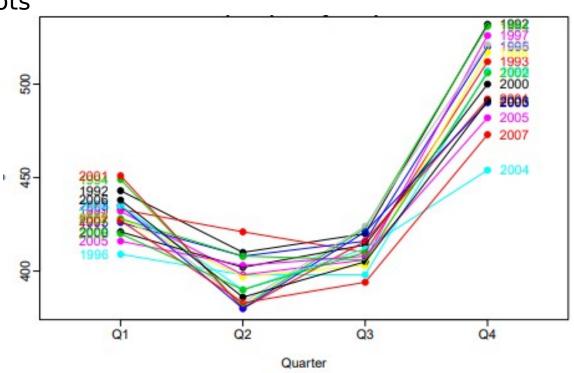






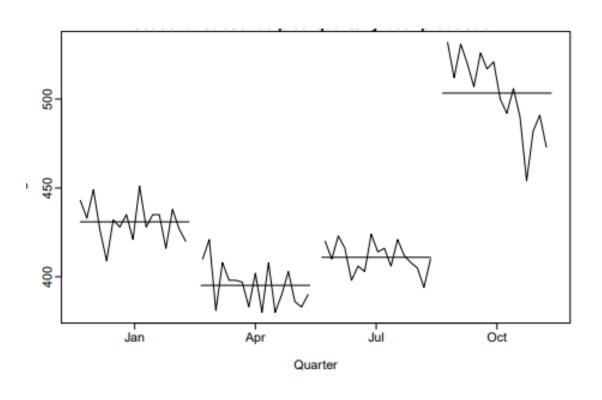


Seasonal plots





#### Seasonal subseries plots





#### Patrones en series de tiempo

- El patrón de tendencia existe cuando a largo plazo hay un Incremento o disminución de los datos.
- El patrón estacional existe cuando una serie es influenciada por factores estacionales (por ejemplo, el trimestre del año, mes o día de la semana).
- Existe un **patrón cíclico** cuando los datos exhiben aumentos y caídas que no son de periodo fijo (duración normalmente de al menos 2 años).



#### Diferencias entre patrones en series de tiempo

- El patrón estacional tiene longitud constante mientras que el patrón cíclico tiene longitud variable
- La duración media del ciclo es más larga que la duración del patrón estacional.
- La magnitud de ciclo es más variable que la magnitud del patrón estacional
- El tiempo de los picos y valles es predecible con datos estacionales, pero impredecibles a largo plazo en el patrón cíclico.



$$Y_t = f(S_t, T_t, E_t)$$

 $Y_t = data at period t$ 

 $S_t$  = seasonal component at period t

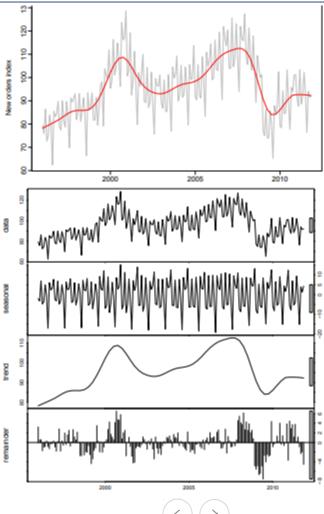
 $T_t =$ trend component at period t

 $E_t$  = remainder (or irregular or error) component at

period t

**Additive decomposition:**  $Y_t = S_t + T_t + E_t$ .



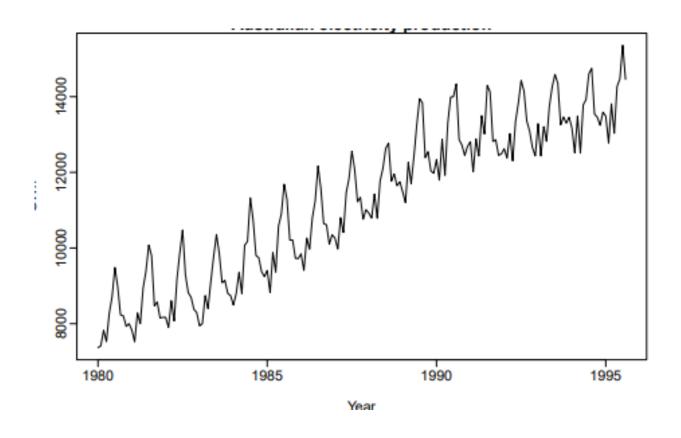




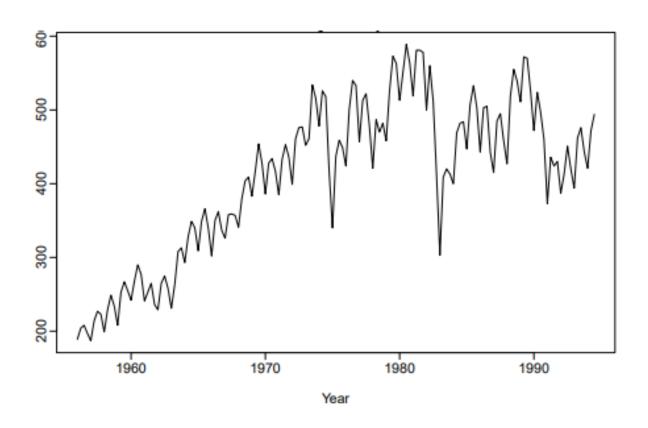
#### STL decomposition

- Muy versátil y robusto.
- El componente estacional puede cambiar con el tiempo y la tasa de cambio es controlada por el usuario.
- Suavidad de tendencia-ciclo también controlado por el usuario.
- Robusto a los outliers
- Sólo aditivo.

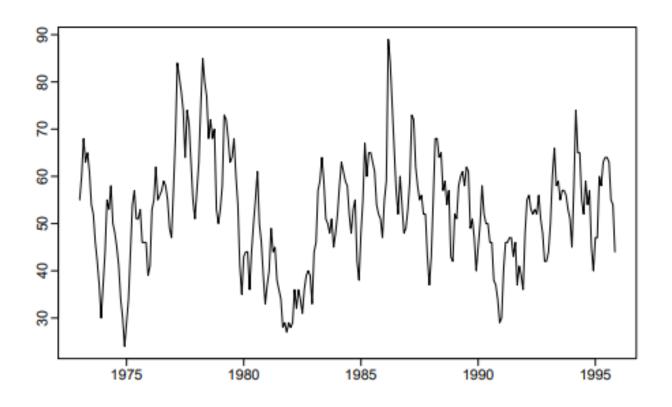




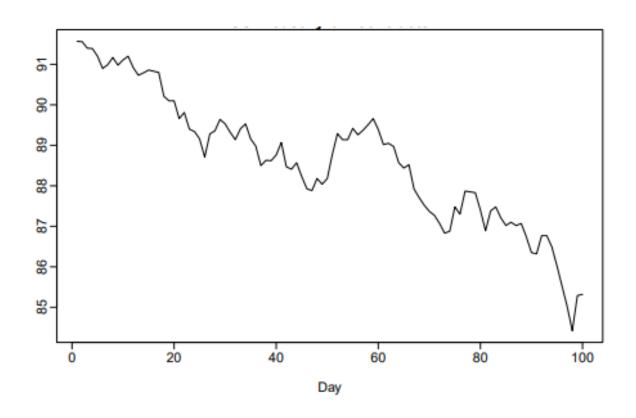




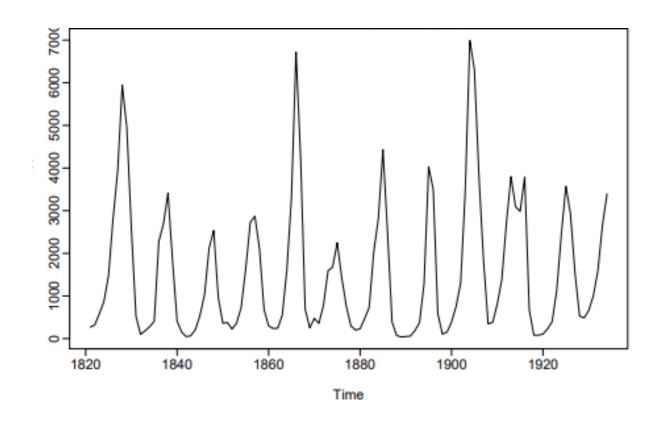














- Las series temporales económicas a menudo son analizadas después de calcular sus logaritmos o las variaciones en sus logaritmos.
- Una razón para ello es que muchas series económicas, tales como el producto interior bruto (PIB), presentan un crecimiento que es aproximadamente exponencial, es decir, a largo plazo la serie tiende a crecer a un determinado porcentaje medio anual; si es así, el logaritmo de la serie crece de forma aproximadamente lineal.

## Introducción a los datos de series temporales y correlación serial



- Otra razón es que la desviación típica de muchas series temporales económicas es aproximadamente proporcional a su nivel, es decir, la desviación típica se puede expresar correctamente un porcentaje del nivel de las series; si es así, entonces la desviación típica del logaritmo de la serie es aproximadamente constante.
- En cualquier caso, resulta útil transformar las series para que las variaciones en las series transformadas sean variaciones proporcionales (o porcentuales) de la serie original, y esto se logra tomando el logaritmo de las series.



 Covarianza y correlación: medida medida de la relación lineal entre dos variables (Y e X).

 Autocovarianza y autocorrelación: medida de la relación lineal entre los valores rezagados de una series de tiempo y.



$$c_k = \frac{1}{T} \sum_{t=k+1}^{T} (y_t - \bar{y})(y_{t-k} - \bar{y})$$

ck es la autocovarianza. Si dividimos por la varianza obtenemos las autocorrelaciones.

$$r_k = c_k/c_0$$

 Las autocovarianzas y autocorrelaciones j-ésimas poblacionales del pueden ser estimadas mediante las autocovarianzas y autocorrelaciones j-ésimas muestrales



 r1 indica cómo los valores sucesivos de y se relacionan con cada uno otro

 r2 indica cómo se relacionan los valores de y con dos periodos separados
 el uno del otro

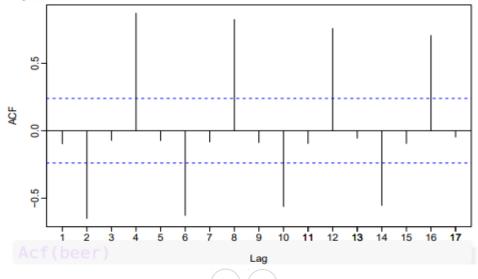
rk es casi lo mismo que la correlación muestral entre yt y yt – k.



 Las autocorrelaciones en los lags 1,2.. forman la función de autocorrelación.

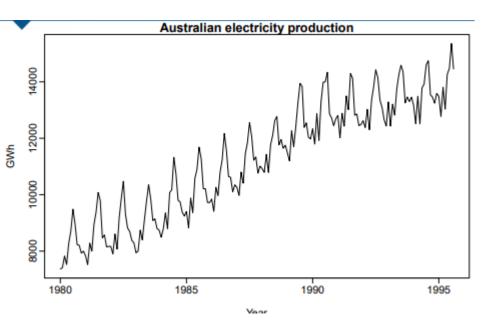
o ACF.

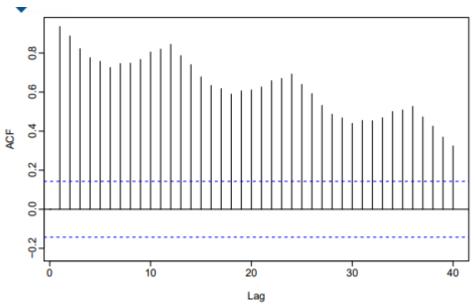
- El gráfico se conoce como correlograma.



## Introducción a los datos de series temporales y correlación serial



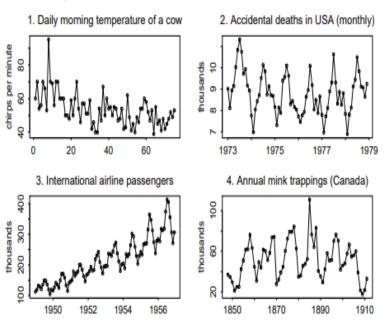


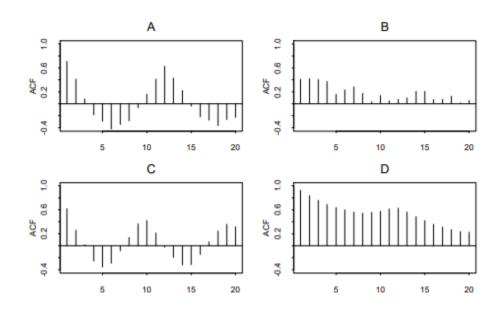


# Introducción a los datos de series temporales y correlación serial



#### ¿Cuál es cual?





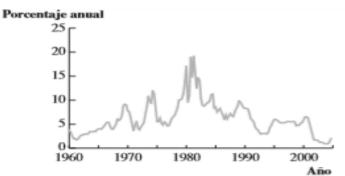
## Introducción a los datos de series temporales y correlación serial.



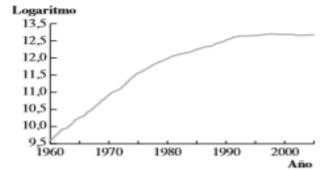
- Otros ejemplos de series temporales económicas
  - el tipo de interés de los fondos federales en EE.UU.
  - el tipo de cambio entre el dólar y la libra esterlina
  - el logaritmo del producto interior bruto de Japón
  - la rentabilidad diaria en el índice del mercado de acciones Standard and Poor's 500 (S&P 500).

## Introducción a los datos de series temporales y correlación serial.





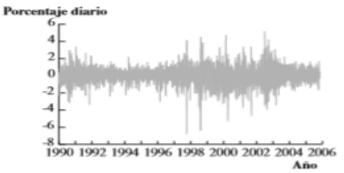




(c) Logaritmo del PIB de Japón



(b) Tipo de cambio dólar EE.UU./libra esterlina



(d) Variación porcentual de los valores diarios del índice de acciones NYSE Composite



- Algunos métodos simples de forecasting
  - Average

$$\hat{y}_{T+h|T} = \bar{y} = (y_1 + \cdots + y_T)/T$$

Naive

$$\hat{y}_{T+h|T} = y_T$$

Seasonal naive

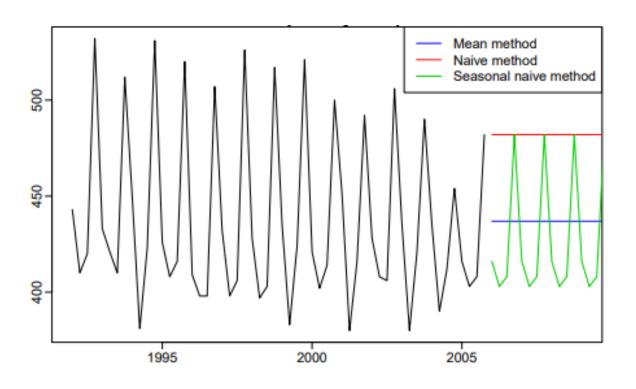
Forecasts: 
$$\hat{y}_{T+h|T} = y_{T+h-km}$$
 where  $m =$  seasonal period and  $k = \lfloor (h-1)/m \rfloor + 1$ .



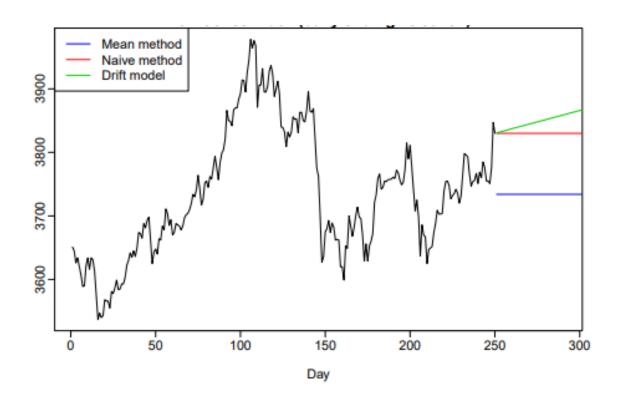
- Algunos métodos simples de forecasting
  - Drift method

$$\hat{y}_{T+h|T} = y_T + \frac{h}{T-1} \sum_{t=2}^{T} (y_t - y_{t-1})$$
$$= y_T + \frac{h}{T-1} (y_T - y_1).$$









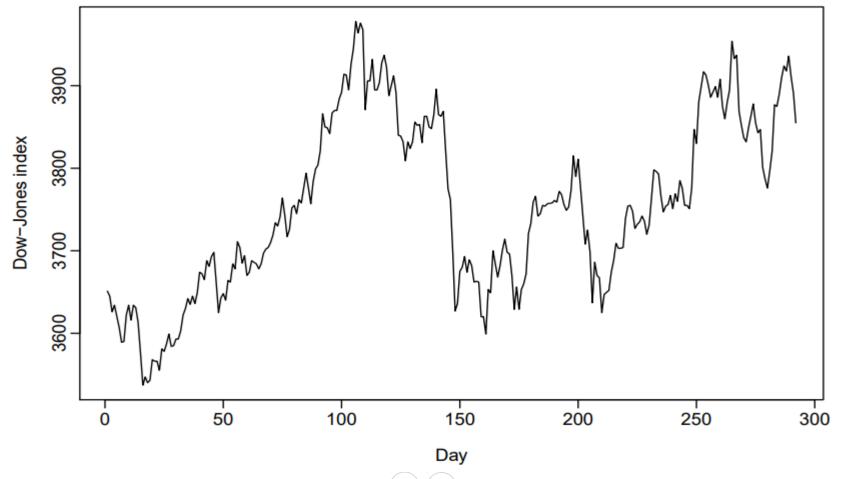


- ¿Qué características nos gustaría ver en los residuos?
- Usemos un modelo ingenuo para el Dow Jones

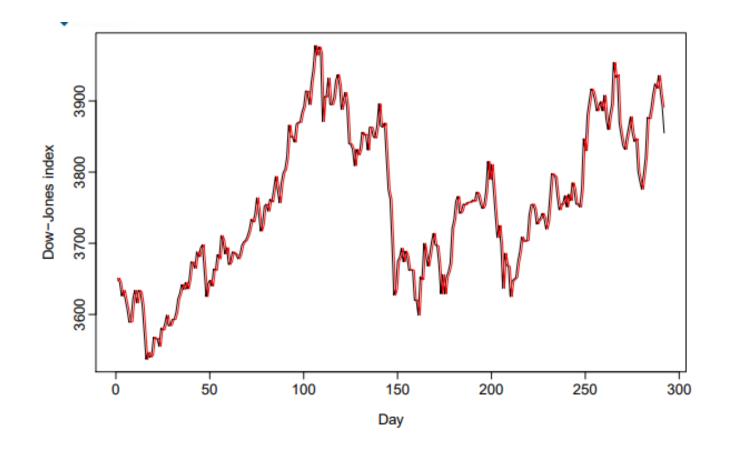
$$\hat{y}_{t|t-1} = y_{t-1}$$

$$e_t = y_t - y_{t-1}$$

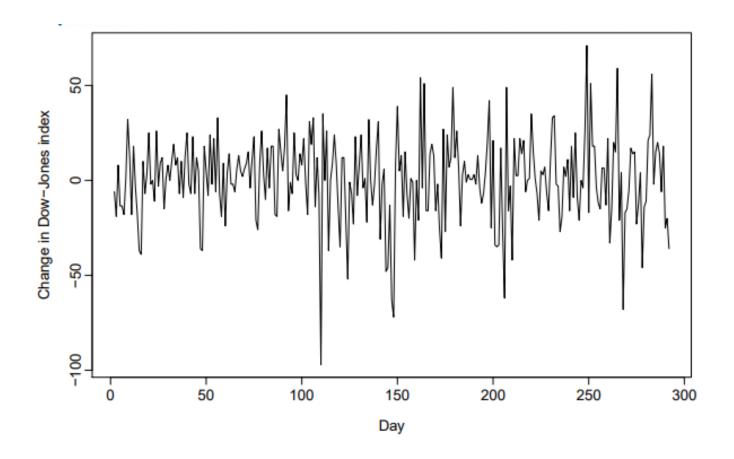




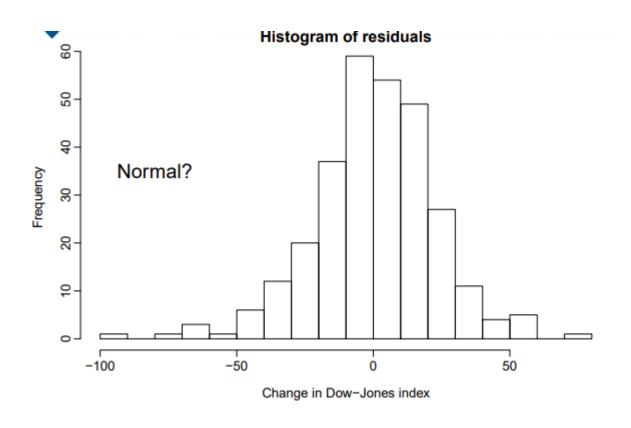






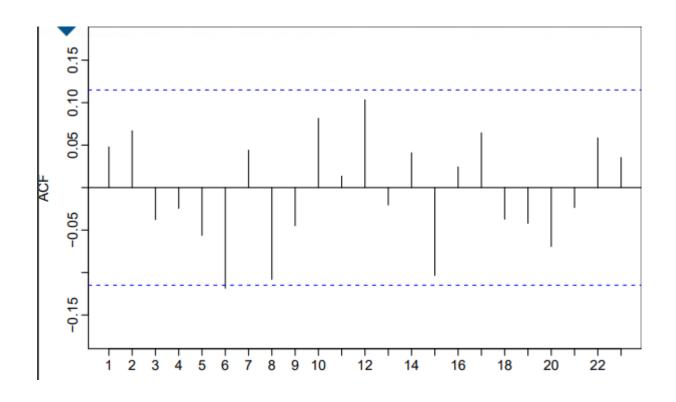






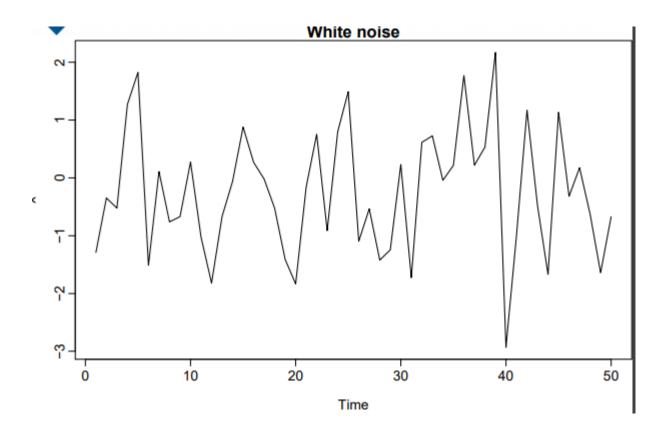
#### **Forecasting**





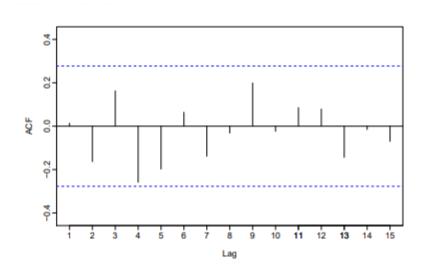


38

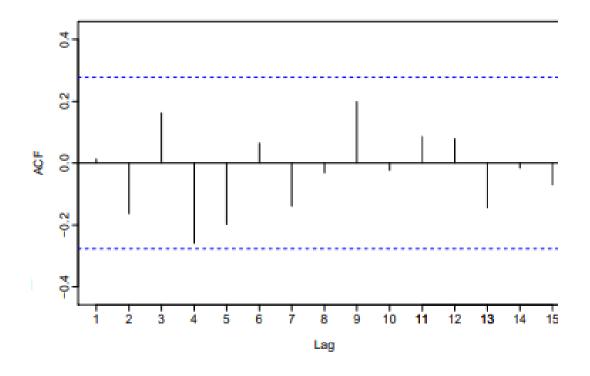




$r_1 =$	0.013
$r_2 =$	-0.163
$r_3 =$	0.163
$r_4 =$	-0.259
$r_5 =$	-0.198
$r_6 =$	0.064
$r_7 =$	-0.139
$r_8 =$	-0.032
$r_9 =$	0.199
$r_{10} =$	-0.240





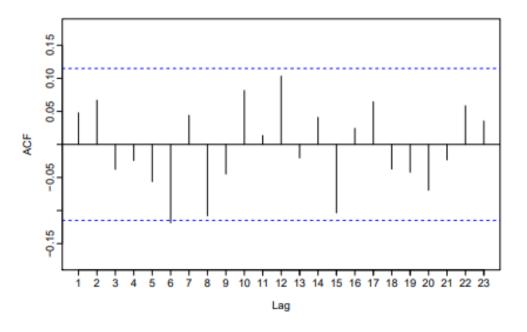




- Suponemos que los residuos son ruido blanco (no correlacionado, media cero, varianza constante).
- Si no lo son, entonces hay información que quede en los residuos que deben usarse en el forecast.
- En el ACF de los residuos de un método de forecast esperamos que estos se vean como ruido blanco.



#### Residuos Dow Jones



Parecen ruido blanco pero recuerde que ACF es un problema de multiple testing.



Test de Box Pierce

$$Q = T \sum_{k=1}^{h} r_k^2$$

donde h es el máximo rezago considerado y T es el tamaño muestral

Si los datos son ruido blanco entonces Q tiene distribución Chi Cuadrado con (h-K) grados de libertad, donde K es el número de parámetros del modelo. .

## **Forecast accuracy**



$$\begin{aligned} \mathsf{MAE} &= T^{-1} \sum_{t=1}^{T} |y_t - \hat{y}_{t|t-1}| \\ \mathsf{MSE} &= T^{-1} \sum_{t=1}^{T} (y_t - \hat{y}_{t|t-1})^2 \quad \mathsf{RMSE} \quad = \sqrt{T^{-1} \sum_{t=1}^{T} (y_t - \hat{y}_{t|t-1})^2} \\ \mathsf{MAPE} &= 100 T^{-1} \sum_{t=1}^{T} |y_t - \hat{y}_{t|t-1}| / |y_t| \end{aligned}$$

#### **Forecast accuracy**



- MAE, MSE, RMSE son todos dependientes de la escala.
- MAPE es scale independent pero sólo es razonable si yt es positivo para todo t y si la serie tiene un cero natural.

#### Mean Absolute Scaled Error

MASE = 
$$T^{-1} \sum_{t=1}^{T} |y_t - \hat{y}_{t|t-1}|/Q$$

Donde Q es una medida de la escala de la serie

Para series no estacionales

En series con

$$Q = (T-1)^{-1} \sum_{t=2}^{T} |y_t - y_{t-1}|$$
 
$$Q = (T-m)^{-1} \sum_{t=m+1}^{T} |y_t - y_{t-m}|$$



State space perspective

- Observed data:  $y_1, \ldots, y_T$ .
- Unobserved state: x<sub>1</sub>,...,x<sub>T</sub>.

Forecast 
$$\hat{y}_{T+h|T} = \mathsf{E}(y_{T+h}|\boldsymbol{x}_T)$$

La varianza del forecast  $(Var(y_{T+h}|x_T))$ 

Un intervalo de predicción o "interval forecast" es un rango de valores para y en T+h que tiene alta probabilidad

# **Simple Exponential Smoothing**



Forecast equation 
$$\hat{y}_{t+h|t} = \ell_t$$
  
Smoothing equation  $\ell_t = \alpha y_t + (1 - \alpha)\ell_{t-1}$ 

$$\ell_{1} = \alpha y_{1} + (1 - \alpha)\ell_{0}$$

$$\ell_{2} = \alpha y_{2} + (1 - \alpha)\ell_{1} = \alpha y_{2} + \alpha(1 - \alpha)y_{1} + (1 - \alpha)^{2}\ell_{0}$$

$$\ell_{3} = \alpha y_{3} + (1 - \alpha)\ell_{2} = \sum_{j=0}^{2} \alpha(1 - \alpha)^{j}y_{3-j} + (1 - \alpha)^{3}\ell_{0}$$

$$\vdots$$

$$\ell_{t} = \sum_{j=0}^{t-1} \alpha(1 - \alpha)^{j}y_{t-j} + (1 - \alpha)^{t}\ell_{0}$$

#### **Simple Exponential Smoothing**



#### Forecast equation

$$\hat{y}_{t+h|t} = \sum_{j=1}^{t} \alpha (1-\alpha)^{t-j} y_j + (1-\alpha)^t \ell_0, \qquad (0 \le \alpha \le 1)$$

Observation	Weights ass $\alpha = 0.2$	igned to obse $lpha=$ 0.4	ervations for: $\alpha = 0.6$	$\alpha = 0.8$
Уt	0.2	0.4	0.6	0.8
$y_{t-1}$	0.16	0.24	0.24	0.16
$y_{t-2}$	0.128	0.144	0.096	0.032
$y_{t-3}$	0.1024	0.0864	0.0384	0.0064
$y_{t-4}$	$(0.2)(0.8)^4$	$(0.4)(0.6)^4$	$(0.6)(0.4)^4$	$(0.8)(0.2)^4$
<i>y</i> <sub>t−5</sub>	$(0.2)(0.8)^5$	$(0.4)(0.6)^5$	$(0.6)(0.4)^5$	$(0.8)(0.2)^5$



Component form

Forecast equation 
$$\hat{y}_{t+h|t} = \ell_t$$
  
Smoothing equation  $\ell_t = \alpha y_t + (1-\alpha)\ell_{t-1}$ 

State Space form

Observation equation 
$$y_t = \ell_{t-1} + e_t$$
  
State equation  $\ell_t = \ell_{t-1} + \alpha e_t$ 



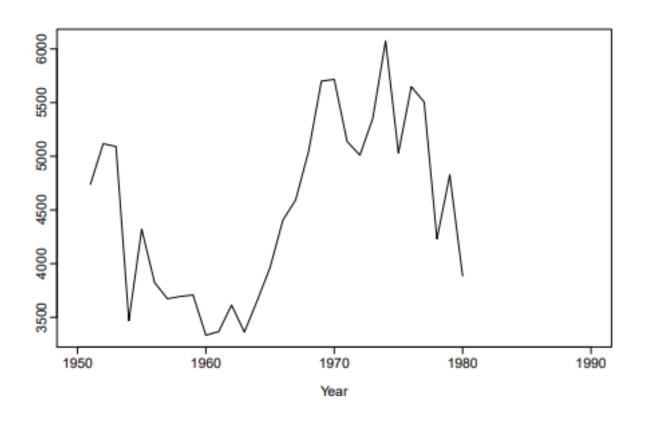
$$e_t = y_t - \ell_{t-1} = y_t - \hat{y}_{t|t-1}$$

Es el within sample one step forecast error

es el estado inobservable  $\ell_{\tau}$ 

Necesitamos elegir valores par y





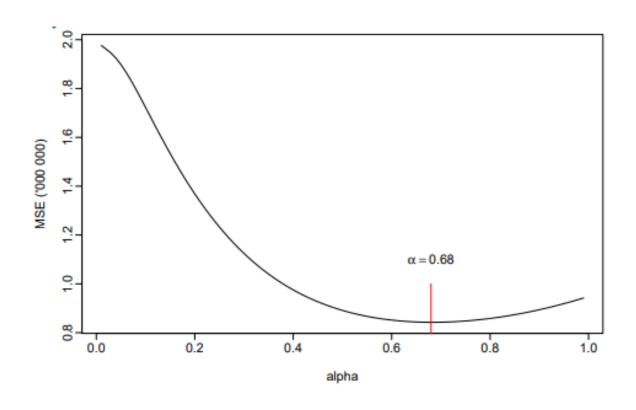


Busquemos esos valores minimizando MSE

$$\mathsf{MSE} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_{t|t-1})^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_t^2.$$

 A diferencia de regresión no hay solución de forma cerrada usamos optimización numérica.







Multistep forecast

$$\hat{y}_{T+h|T} = \hat{y}_{T+1|T}, \qquad h = 2, 3, \dots$$

Una función de pronóstico "plana".

 Recuerde, un pronóstico es una media estimada de un valor futuro así que sin tendencia, sin estacionalidad, y sin otros patrones los pronósticos son constantes.



- Holt extiende SES para forecasting de series con tendencias.
- Dos parámetros de smoothing alpha y beta, ambos entre 0 y 1.

$$\hat{y}_{t+h|t} = \ell_t + hb_t$$

$$\ell_t = \alpha y_t + (1 - \alpha)(\ell_{t-1} + b_{t-1})$$

$$b_t = \beta^*(\ell_t - \ell_{t-1}) + (1 - \beta^*)b_{t-1}$$

El componente lt estima el nivel de la serie en el momento t

El componente bt estima la pendiente de la serie en el momento t



#### Holt's linear trend

Component form

Forecast 
$$\hat{y}_{t+h|t} = \ell_t + hb_t$$
  
Level  $\ell_t = \alpha y_t + (\mathbf{1} - \alpha)(\ell_{t-1} + b_{t-1})$   
Trend  $b_t = \beta^*(\ell_t - \ell_{t-1}) + (\mathbf{1} - \beta^*)b_{t-1}$ 

State Space form

Observation equation 
$$y_t = \ell_{t-1} + b_{t-1} + e_t$$
 State equations  $\ell_t = \ell_{t-1} + b_{t-1} + \alpha e_t$   $b_t = b_{t-1} + \beta e_t$ 



#### Holt's linear trend

$$eta = lpha eta^*$$
 $e_t = y_t - (\ell_{t-1} + b_{t-1}) = y_t - \hat{y}_{t|t-1}$ 

Necesito estimar  $\alpha, \beta, \ell_0, b_0$ 



Multiplicative versión del método de Holt

- State Space form

Forecast equation 
$$\hat{y}_{t+h|t} = \ell_t b_t^h$$
  
Observation equation  $y_t = (\ell_{t-1} b_{t-1}) + e_t$   
State equations  $\ell_t = \ell_{t-1} b_{t-1} + \alpha e_t$   
 $b_t = b_{t-1} + \beta e_t/\ell_{t-1}$ 



Multiplicative versión del método de Holt

- Gardner y McKenzie (1985) sugirieron que las tendencias deben ser "amortiguadas" para ser más conservadoras para horizontes de pronóstico más largos.
- Parámetro de amortiguamien  $0 < \phi < 1$ .

State Space form

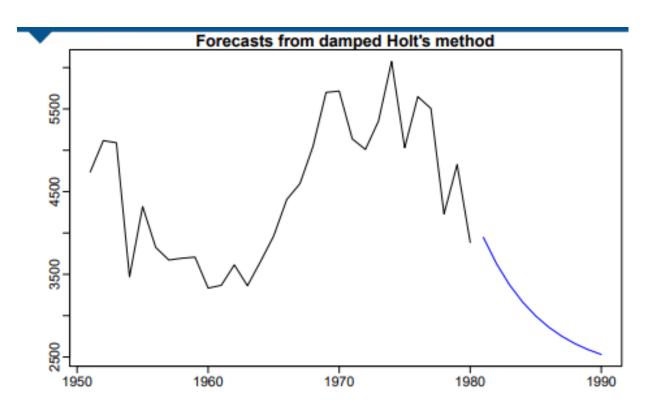
Forecast equation 
$$ilde{y}_{t+h|t} = \ell_t + (\phi + \phi^2 + \cdots + \phi^h) b_t$$
Observation equation  $y_t = \ell_{t-1} + \phi b_{t-1} + e_t$ 
State equations  $\ell_t = \ell_{t-1} + \phi b_{t-1} + \alpha e_t$ 
 $\ell_t = \ell_{t-1} + \beta e_t$ 



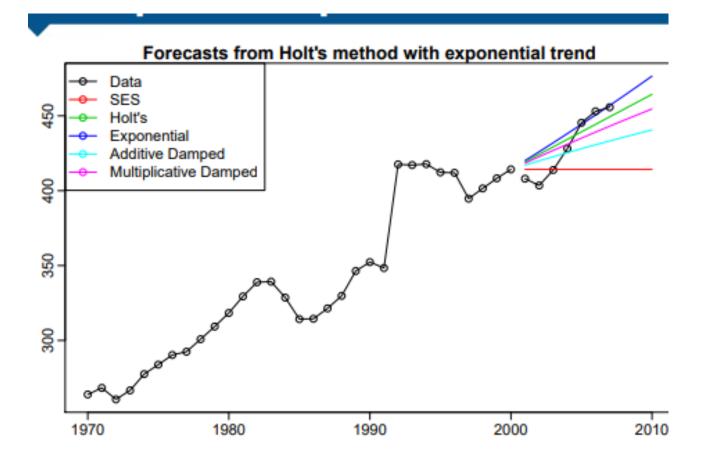
- Si  $\frac{1}{d} = 1$  idéntico al Holt's linear trend
- Short run forecasts con tendencia, a largo plazo constantes

$$h \to \infty$$
,  $\hat{y}_{T+h|T} \to \ell_T + \phi b_T/(1-\phi)$ .











Holt-Winter additive method

- Holt y Winters extendieron el método de Holt para capturar estacionalidad
- Tres ecuaciones de suavizado: una para el nivel, una por tendencia, y una por estacionalidad.
- Parámetros : m es el período de la estacionalidad

$$0 \le \alpha \le 1$$
,  $0 \le \beta^* \le 1$ ,  $0 \le \gamma \le 1 - \alpha$ 



Holt-Winter additive method

- State Space form

$$\begin{split} \hat{y}_{t+h|t} &= \ell_t + hb_t + s_{t-m+h_m^+} \qquad h_m^+ = \lfloor (h-1) \mod m \rfloor + 1 \\ y_t &= \ell_{t-1} + b_{t-1} + s_{t-m} + e_t \\ \ell_t &= \ell_{t-1} + b_{t-1} + \alpha e_t \\ b_t &= b_{t-1} + \beta e_t \\ s_t &= s_{t-m} + \gamma e_t. \end{split}$$



#### Holt-Winter damped method

State Space form

$$y_{t} = (\ell_{t-1} + \phi b_{t-1}) s_{t-m} + e_{t}$$

$$\ell_{t} = \ell_{t-1} + \phi b_{t-1} + \alpha e_{t} / s_{t-m}$$

$$b_{t} = \phi b_{t-1} + \beta e_{t} / s_{t-m}$$

$$s_{t} = s_{t-m} + \gamma e_{t} / (\ell_{t-1} + \phi b_{t-1}).$$



66

Criterio de Información de Akaike

$$AIC = -2 \log(Likelihood) + 2p$$

donde p es el número de parámetros estimados

Buscamos minimizar el AIC.



Criterio de Información de Akaike corregido por small sample bias

$$AIC_C = AIC + \frac{2(p+1)(p+2)}{n-p}$$

donde p es el número de parámetros estimados

Buscamos minimizar el AIC.



Criterio de Información Bayesiano (Schwartz)

$$BIC = AIC + p(\log(n) - 2)$$



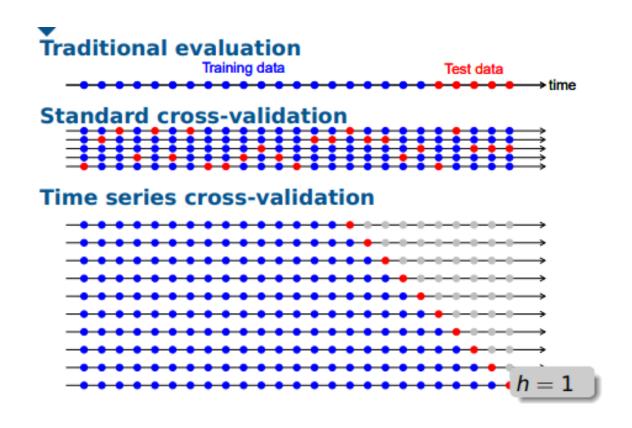
- Aplique cada modelo que sea apropiado para el datos. Optimizar parámetros y valores iniciales utilizando MLE (o algún otro criterio).
- Seleccione el mejor método utilizando AICc:
- Producir pronósticos utilizando el mejor método.
- Obtener intervalos de predicción utilizando el modelo de espacio de estado subyacente.

# Validación del modelo



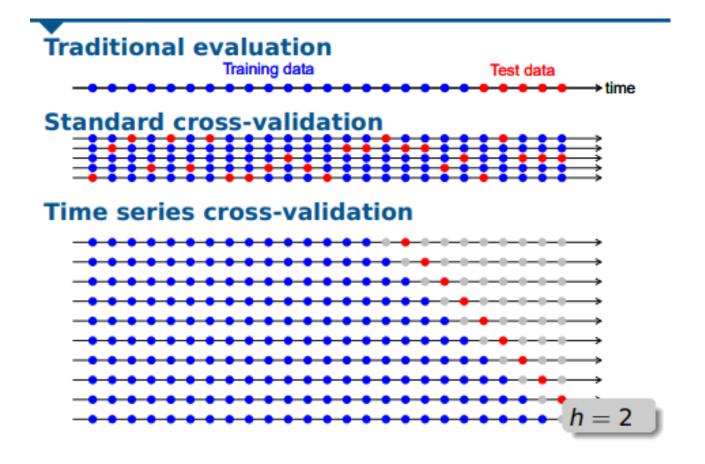
#### **Cross Validation**





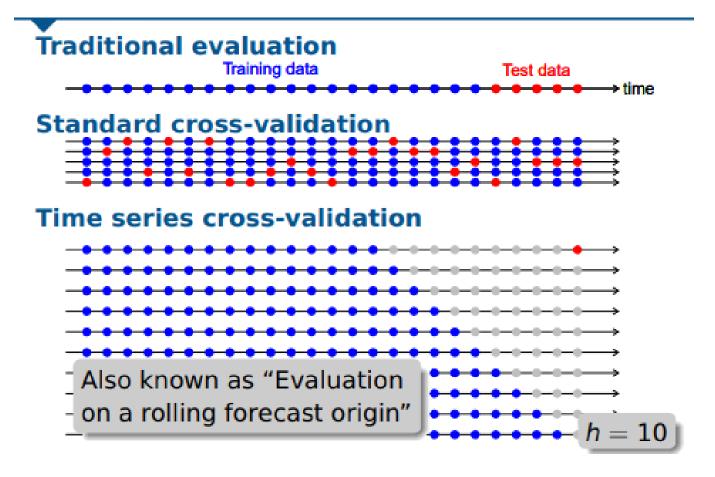
#### **Cross Validation**





#### **Cross Validation**





# Anexo: más sobre smoothing





Taylor multiplicative dampening

$$\hat{y}_{t+h|t} = \ell_t b_t^{(\phi+\phi^2+\cdots+\phi^h)}$$

$$\ell_t = \alpha y_t + (1-\alpha)(\ell_{t-1}b_{t-1}^{\phi})$$

$$b_t = \beta^*(\ell_t/\ell_{t-1}) + (1-\beta^*)b_{t-1}^{\phi}$$

- Si  $\overline{\phi = 1}$  exponential trend method
- Los forecast convergen  $a_{\ell_T + b_T^{\phi/(1-\phi)}}$  cuando h se hace arbitrariamente grande.



Holt-Winter additive method

- Métodos de suavizado exponencial.
  - Algoritmos que devuelven las previsiones puntuales.
- Innovations State space models con innovaciones
  - Genera los mismos pronósticos puntuales pero también puede generar intervalos de forecast.
- Un proceso estocástico generador de datos que puede generar una distribución completa de forecasts.
- Permite una selección de modelo adecuada.



		Seasonal Component		
Trend		N	Α	M
	Component	(None)	(Additive)	(Multiplicative)
N	(None)	N,N	N,A	N,M
Α	(Additive)	A,N	A,A	A,M
$\mathbf{A}_{\mathbf{d}}$	(Additive damped)	A <sub>d</sub> ,N	$A_d$ , $A$	$A_d$ , $M$
М	(Multiplicative)	M,N	M,A	M,M
$M_d$	(Multiplicative damped)	M <sub>d</sub> ,N	$M_d$ ,A	$M_d$ , $M$

General notation ETS: ExponenTial Smoothing

Error Trend Seasonal



		Seasonal Component		
Trend		N	Α	М
	Component	(None)	(Additive)	(Multiplicative)
N	(None)	N,N	N,A	N,M
Α	(Additive)	A,N	A,A	A,M
$A_d$	(Additive damped)	A <sub>d</sub> ,N	$A_d$ , $A$	A <sub>d</sub> ,M
М	(Multiplicative)	M,N	M,A	M,M
M <sub>d</sub>	(Multiplicative damped)	M <sub>d</sub> ,N	$M_d$ ,A	M <sub>d</sub> ,M

N,N: Simple exponential smoothing

A,N: Holt's linear method

A<sub>d</sub>,N: Additive damped trend method

M,N: Exponential trend method

M<sub>d</sub>,N: Multiplicative damped trend method

A,A: Additive Holt-Winters' method

A,M: Multiplicative Holt-Winters' method



Holt-Winter additive method

- Todos los modelos ETS pueden ser escritos en innovations state space form.
- Las versiones aditivas y multiplicativas dan los mismos point forecasts pero diferentes intervalos de predicción.

Observation equation 
$$y_t = \ell_{t-1} + \varepsilon_t,$$
 State equation  $\ell_t = \ell_{t-1} + \alpha \varepsilon_t$ 

$$e_t = y_t - \hat{y}_{t|t-1} = \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim \text{NID}(0, \sigma^2)$$

#### **Innovations State Space models**



$$\mathbf{x}_t = (\ell_t, b_t, s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-m+1})$$
 $\varepsilon_t \stackrel{\mathsf{iid}}{\sim} \mathsf{N}(\mathsf{0}, \sigma^2)$ 

$$y_{t} = \underbrace{h(\mathbf{x}_{t-1})}_{\mu_{t}} + \underbrace{k(\mathbf{x}_{t-1})\varepsilon_{t}}_{e_{t}}$$
$$\mathbf{x}_{t} = f(\mathbf{x}_{t-1}) + g(\mathbf{x}_{t-1})\varepsilon_{t}$$

# **Innovations State Space models**



Errores aditivos

$$k(x) = 1.$$
  $y_t = \mu_t + \varepsilon_t$ 

Errores multiplicativos

$$k(\mathbf{x}_{t-1}) = \mu_t$$
.  $\mathbf{y}_t = \mu_t(\mathbf{1} + \varepsilon_t)$ .  $\varepsilon_t = (\mathbf{y}_t - \mu_t)/\mu_t$  is relative error.