

# Series de Tiempo 2018

Maestría en Estadística Aplicada, UNR  
Unidad 8

---

Luis Damiano

[damiano.luis@gmail.com](mailto:damiano.luis@gmail.com)

2018-05-04

- Diagnóstico de residuos
  - Visualizaciones
  - Pruebas de hipótesis
- Criterios de selección de modelos
- Ejercicio: Ventas en supermercados
- Ejercicio: Producción de automóviles

# Diagnóstico

---

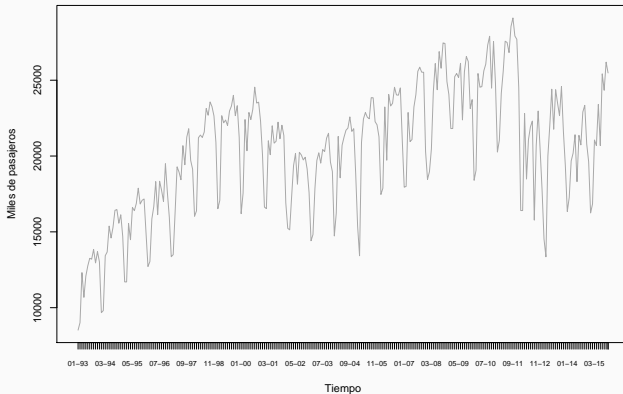
Supuestos:

$$a_t \sim \text{WN}(0, \sigma^2)$$

- Distribución Gaussiana.
  - Histograma de residuos.
  - Gráfico de Cuantil-Cuantil de residuos.
  - Prueba de bondad de ajuste  $\chi^2$ .
  - Pruebas de normalidad.
- Centrado en cero.
- Varianza constante.
  - Gráfico de residuos.
- Independencia condicional.
  - ACF y PACF muestral.
  - Pruebas de significación individual.
  - Pruebas de significación conjunta (portmanteau).
- Parámetros

# Ejemplo

Pasajeros en el subterráneo



## Discusión en clases

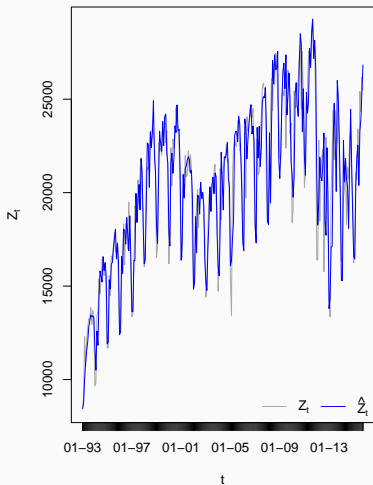
Sólo a juzgar por el gráfico de la serie, ¿qué elementos de todos los estudiados hasta el momento reconocen?  
¿Tendencia? ¿De qué tipo? ¿Estacionalidad? ¿De qué periodicidad? ¿varianza constante? ¿Valores extremos?

```
fit <- Arima(  
  log(z_ts),  
  order      = c(1, 1, 0),  
  seasonal   = c(2, 0, 0)  
)  
res <- as.numeric(residuals(fit))  
  
print(fit)
```

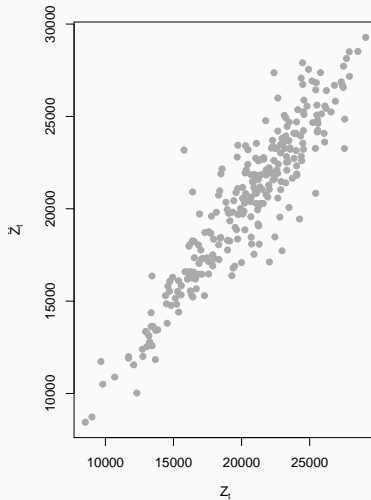
```
## Series: log(z_ts)  
## ARIMA(1,1,0)(2,0,0)[12]  
##  
## Coefficients:  
##          ar1      sar1      sar2  
##      -0.3569  0.5047  0.3309  
## s.e.   0.0575  0.0558  0.0578  
##  
## sigma^2 estimated as 0.006541:  log likelihood=294.19  
## AIC=-580.37   AICc=-580.22   BIC=-565.93
```

# Ajuste (continuación)

Pasajeros en el subterráneo



Pasajeros en el subterráneo

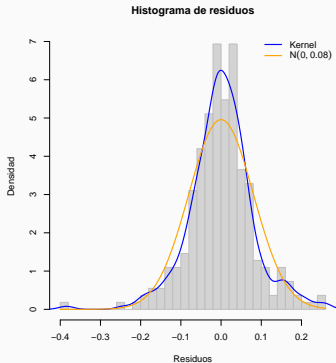


# Distribución Gaussiana

---

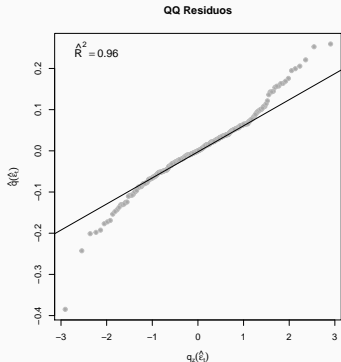


# Visualización (1)



```
hist(  
  res,  
  breaks = "FD",  
  freq = FALSE  
)  
  
lines(  
  density(res)  
)  
  
curve(  
  dnorm(  
    x,  
    mean = 0,  
    sd = sd(res)  
  ),  
  add = TRUE,  
)
```

# Visualización (2)



```
qqnorm(  
  res,  
  main = "QQ Residuos",  
  xlab = expression(  
    q[z](hat(epsilon)[t])  
  ),  
  ylab = expression(  
    hat(q)(hat(epsilon)[t])  
  ),  
  pch = 21,  
  bg = "darkgray",  
  col = "gray"  
)  
  
qqline(res)
```

# Pruebas de hipótesis Jarque-Bera<sup>1</sup>

$$H_0 : a_t \sim \mathcal{N} \wedge \rho_k(a_t) = 0 \quad \forall k \neq 1$$

$$\frac{n}{6} \hat{S}^2 + \frac{n}{24} (\hat{K} - 3)^2 \stackrel{H_0}{\sim} \chi_2^2$$

La distribución asintótica converge lentamente. Algunas funciones, como `normtest::jb.norm.test`, calculan el p-value via simulaciones de Monte Carlo.

```
library(tseries)
jarque.bera.test(res)
```

```
##
## Jarque Bera Test
##
## data:  res
## X-squared = 71.267, df = 2, p-value = 3.331e-16
```

```
library(normtest)
jb.norm.test(res)
```

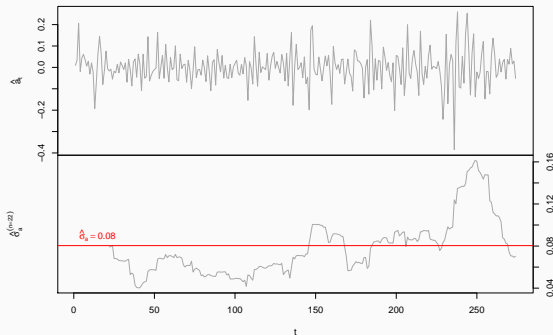
```
##
## Jarque-Bera test for normality
##
## data:  res
## JB = 71.267, p-value < 2.2e-16
```

---

<sup>1</sup>Otras pruebas relacionadas: Anderson-Darling, Lilliefors, Shapiro-Wilk.

# Varianza constante

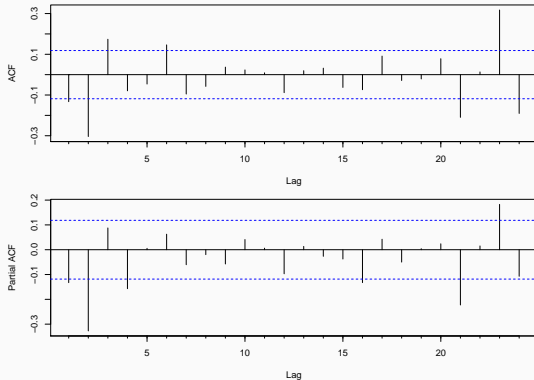
---



```
hist(  
  res,  
  breaks = "FD",  
  freq = FALSE  
)  
  
lines(  
  density(res)  
)  
  
curve(  
  dnorm(  
    x,  
    mean = 0,  
    sd = sd(res)  
  ),  
  add = TRUE,  
)
```

# Independencia condicional

---



```
par(mfrow = c(2, 1))  
Acf(res, main = "")  
Pacf(res, main = "")
```

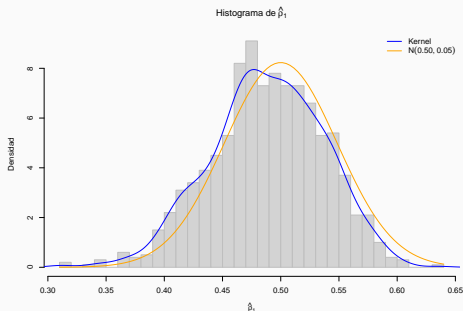
# Cálculo del error estándar por simulación

El siguiente es un proceso  $AR(1)$ ,

$$Z_t - 0.5Z_{t-1} = a_t, \quad t = 0, \pm 1, \dots, \quad a_t \sim \mathcal{N}(0, 1).$$

Analíticamente, sabemos que:

$$\gamma_0 = \frac{\sigma_a^2}{1 - \phi_1^2} = \frac{1}{1 - 0.5^2} = \frac{4}{3} \quad \gamma_k = \phi_1^k \gamma_0 = \frac{4}{3} 0.5^k \quad \forall k \geq 0 \quad \rho_k = \phi_1^k = 0.5^k \quad \forall k \geq 0 \quad \text{se}(\hat{\rho}_k) \rightarrow \sqrt{1/T}$$



```
set.seed(9000)

N <- 1E3 # Cantidad de simulaciones
T <- 3E2 # Tamaño de la muestra
phi1 <- 0.5 # Verdadero valor del parámetro
k <- 1 # Estudiaremos el primer rezago
rho1 <- phi1^k # Valor teórico de la autocorr k=1

rhosim <- vector("numeric", N)
for (i in 1:N) {
  x <- arima.sim(
    list(ar = phi1),
    n = T
  )
  rhosim[i] <- cor(head(x, T - k), tail(x, T - k))
}

sprintf(
  "Teórico %0.4f vs. simulado %0.4f",
  sqrt(1 / T), sd(rhosim)
)
```

```
## [1] "Teórico 0.0577 vs. simulado 0.0485"
```



# Pruebas de hipótesis Ljung & Box<sup>2</sup>

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_h = 0$$

$$T(T+t) \sum_{k=1}^h \frac{\hat{\rho}_k^2}{(T-k)} \stackrel{H_0}{\sim} \chi_h^2$$

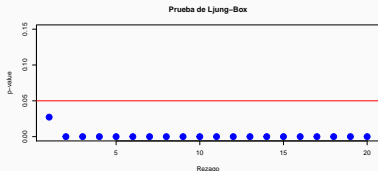
En lugar de probar individualmente la significancia de cada autocorrelación  $\hat{\rho}_k$ , la prueba de portmanteau considera conjuntamente la autocorrelación de los primeros  $h$  rezagos. Cuidado con la potencia!

```
##  
## Box-Ljung test  
##  
## data: res  
## X-squared = 53.697, df = 12, p-value = 3.095e-07
```

```
Box.test(res, lag = 12, type = "Ljung-Box")  
  
pvals <- sapply(1:20, function(l) {  
  Box.test(res, lag = l, type = "Ljung-Box")$p.value  
})
```

```
plot(  
  pvals,  
  xlab = "Rezago",  
  ylab = "p-value",  
  main = "Prueba de Ljung-Box",  
  type = "p",  
  ylim = c(0, max(pvals, 0.15))  
)
```

```
abline(h = 0.05)
```



<sup>2</sup>Otras pruebas relacionadas: Durbin-Watson, McLeod-Li, Breusch-Godfrey.

# Parámetros

---

- Alternativa 1: Prueba de hipótesis.
- Alternativa 2: Probar un modelo sin el parámetro. Evaluar diagnóstico y otras medidas de interés (ej. pronósticos).

# Selección

---

# Criterios de selección

Luego de muchas transformaciones<sup>3</sup>, se arriba a un punto en el proceso del análisis de datos donde un modelo ARMA con media cero resulta suficiente. A partir de entonces, nos enfocamos en elegir los órdenes  $p$  y  $q$ .

La varianza de los pronósticos depende de dos factores: (i) la varianza del error aleatorio, y (ii) la varianza del estimador de los parámetros. Cuando el número de parámetros  $M$  crece, el primero se reduce toda vez que el segundo se incrementa. ¿Dónde está el punto justo?

$$AIC = -2 \ln \hat{\mathcal{L}} + 2M \quad AICc = AIC + \frac{2M^2 + 2M}{T - M - 1}$$

$$BIC = T \ln \hat{\sigma}_a^2 - (T - M) \ln \left( 1 - \frac{M}{T} \right) + M \ln T + M \ln \left[ \left( \frac{\hat{\sigma}_Z^2}{\hat{\sigma}_a^2} - 1 \right) / M \right]$$

## Discusión en clases

¿Hay un punto justo? ¿Qué representan los criterios de información (pista: divergencia de Kullback–Leibler)?  
¿Resuelven por completo los problemas de sobreajuste? ¿Por qué?

<sup>3</sup>Estabilizar la varianza, remover la tendencia, remover la estacionalidad

# Ejercicio: Ventas en supermercados

## Ejercicio en clases

Identificar la serie de tiempo de ejemplo.

El Anexo no incluye la solución :)

Algunos pasos:

- Descargar los datos desde <https://bit.ly/2GXzXoa>.
- De la Sección A 1.11, leer los datos mensuales para la columna *Ventas totales*.<sup>4</sup>
- Ajustar el modelo que propusieron en el ejercicio de la Unidad 6.
- Realizar el diagnóstico de los residuos.

---

<sup>4</sup> Hay una copia local en `data/INDECSuper.txt` en caso de que el sitio esté fuera de línea.

# Ejercicio: Producción de automóviles

## Ejercicio en clases

Identificar la serie de tiempo de ejemplo.

El Anexo no incluye la solución :)

Algunos pasos:

- Descargar los datos desde <https://bit.ly/2GXzXoa>.
- De la Sección A 1.22, leer los datos mensuales para la columna *Automóviles*.<sup>5</sup>
- Ajustar el modelo que propusieron en el ejercicio de la Unidad 6.
- Realizar el diagnóstico de los residuos.

---

<sup>5</sup> Hay una copia local en `data/haciendasAutos.txt` en caso de que el sitio esté fuera de línea.