Taller 5 - simulación de datos atípicos Adaptado del taller 2022 de Federico Molina

Series Cronológicas 2024

Mayo 2024

1. Introducción

En este taller, se simula un modelo AR(2) y se introduce distintos tipos de *outliers* (aditivos, cambio transitorio y cambio de nivel) y se analiza su impacto en el proceso de modelización. La presencia de un dato atípico afectará la estimación del modelo y probablemente dejará de cumplirse el supuesto de normalidad de los residuos, con lo cual también la inferencia sobre los coeficientes y la capacidad predictiva del modelo se verán afectadas. Para remediar esta situación, será necesario intervenir el modelo mediante la inclusión de un regresor externo en la estimación del modelo.

2. Simulación e introducción de un dato atípico

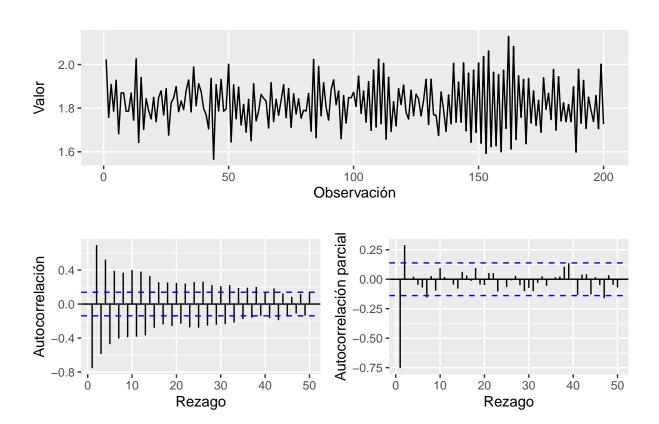


Figura 1: Simulación de un proceso AR(2).

2.1. Atípico aditivo (AO)

Cuando se advierte un punto raro que afecta únicamente una observación de la serie, se está en presencia de un *outlier* de tipo AO. Sea W_A el impacto asociado al punto raro, I_t^h una variable externa que indica su ocurrencia en el momento h y $\Psi(L)\varepsilon_t$ un proceso estacionario, el proceso resultante Z_t puede escribirse como:

$$Z_t = W_A I_t^h + \Psi(L)\varepsilon_t$$

La variable I_t^h vale uno en el momento h y cero en todos los demás:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{si } t = h \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$$

```
# Introducimos un AO en la observación 100
quiebre <- 100
I <- rep(0, N)
```

```
I[quiebre] <- 1
zt_AO <- yt
zt_AO <- 0.4 * I + yt</pre>
```

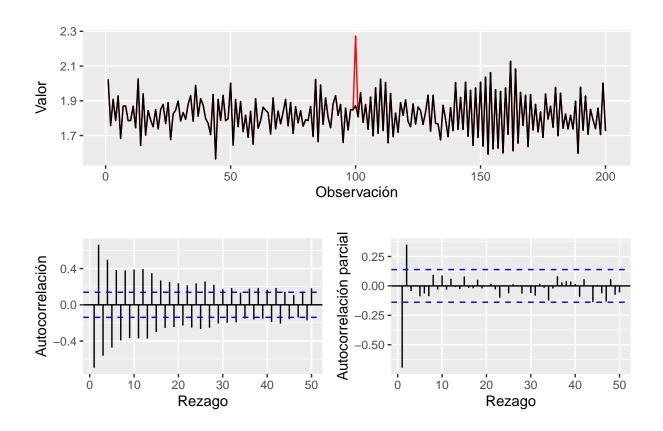


Figura 2: Efecto de la introducción de un dato atípico AO en el proceso AR(2).

2.2. Cambio transitorio (TC)

Los valores atípicos del tipo TC corresponden a cambios transitorios que tienen un impacto máximo al comienzo y luego se diluyen de forma exponencial a medida que transcurre el tiempo. Sea W_{TC} el impacto asociado al punto raro, I_t^h una variable externa que indica su ocurrencia a partir del momento h y $\Psi(L)\varepsilon_t$ un proceso estacionario, el proceso resultante Z_t puede escribirse como:

$$Z_t = W_{TC}I_t^h + \Psi(L)\varepsilon_t$$

La variable I_t^h vale uno en el momento h, y luego decrece exponencialmente a una tasa δ :

$$I_t = \begin{cases} \delta^{t-h} & \text{si } t \ge h \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$$

```
# Introducimos un TC a partir de la observación 100
quiebre <- 100
zt_TC <- yt
I <- rep(0, N)
delta <- 0.7
I[quiebre] <- 1
for (i in (quiebre + 1):length(I)) {
    I[i] <- delta * I[i - 1]
}
zt_TC <- 0.4 * I + yt</pre>
```

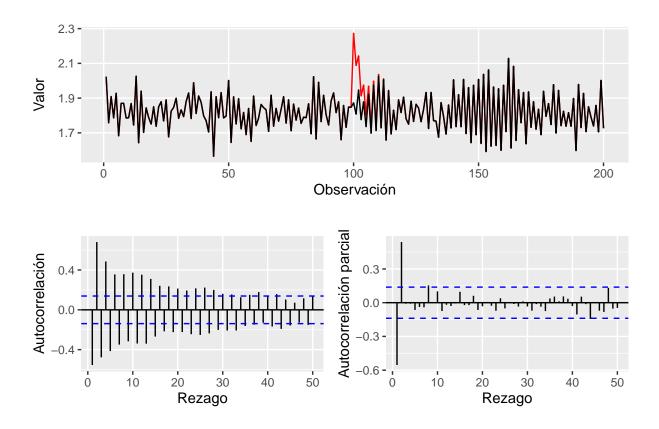


Figura 3: Efecto de la introducción de un dato atípico TC en el proceso AR(2).

2.3. Cambio de nivel (LS)

Cuando a partir de cierta observación se produce un cambio de nivel en la serie, se dice que hay un valor atípico del tipo LS. Sea W_L el impacto asociado al punto raro, S_t^h una variable externa que indica su ocurrencia a partir del momento h y $\Psi(L)\varepsilon_t$ un proceso estacionario, el proceso resultante Z_t puede escribirse como:

$$Z_t = W_L S_t^h + \Psi(L)\varepsilon_t$$

La variable S_t^h es de tipo "escalón". Así, si se supone que el cambio de nivel ocurre en el momento h, la variable indicatriz S_t tendrá la forma:

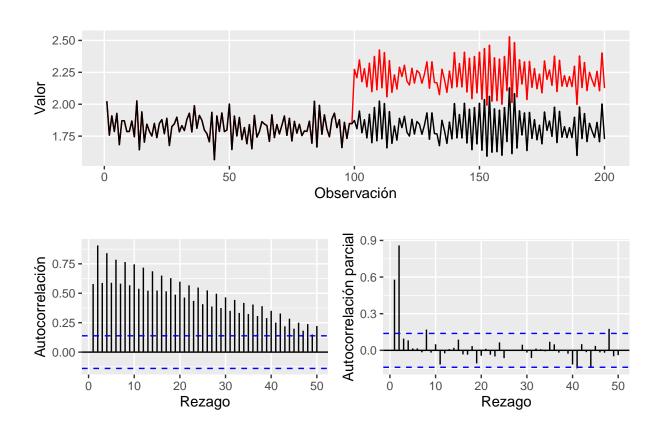
$$S_t = \begin{cases} 1 & \text{si } t \ge h \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$$

A partir de esto, queda claro que la esperanza del proceso será diferente dependiendo de si se lo considera antes o después del cambio de nivel, por lo que el proceso dejará de ser estacionario. Se tiene, entonces:

$$E(Z_t) = \begin{cases} W_L & \text{si } t \ge h \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$$

```
# Introducimos un LS a partir de la observación 100
quiebre <- 100
I <- rep(0, N)
I[quiebre:N] <- 1</pre>
```

```
zt_LS <- yt</pre>
zt_LS <- 0.4 * I + yt
# Graficamos la serie con un LS, su FAC y su FACP
grafico_zt_LS <- autoplot(zt_LS, color = "red") +</pre>
  labs(x = "Observación",
       y = "Valor") +
  theme(panel.grid.minor = element_blank()) +
  autolayer(yt, color = "black")
# Al introducir un cambio de nivel, el proceso deja de tener una media constante y se vuelve no estacio
zt_LS_acf <- ggAcf(zt_LS, lag.max = 50, type = "correlation") +</pre>
  labs(x = "Rezago",
       y = "Autocorrelación",
       title = "")
zt_LS_pacf <- ggAcf(zt_LS, lag.max = 50, type = "partial") +</pre>
  labs(x = "Rezago",
       y = "Autocorrelación parcial",
       title = "")
```



grafico_zt_LS / (zt_LS_acf + zt_LS_pacf)

Figura 4: Efecto de la introducción de un dato atípico LS en el proceso AR(2).

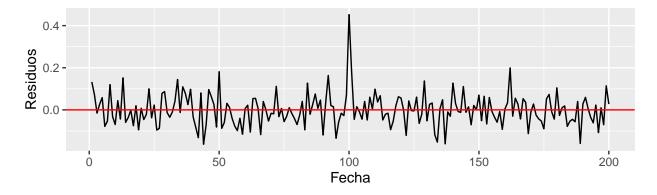
3. Estimación y diagnóstico

3.1. Atípico aditivo (AO)

```
# Estimamos un modelo AR(2)
modelo_AO <- Arima(y = zt_AO,</pre>
                  order = c(2, 0, 0),
                  lambda = NULL)
summary(modelo_A0)
## Series: zt_AO
## ARIMA(2,0,0) with non-zero mean
## Coefficients:
                   ar2
##
           ar1
                          mean
##
        -0.4509 0.3621 1.8223
## s.e. 0.0662 0.0666 0.0050
## sigma^2 = 0.005999: log likelihood = 228.86
## AIC=-449.72 AICc=-449.51 BIC=-436.52
## Training set error measures:
                                 RMSE
                                            MAE
                                                       MPE
                                                               MAPE
                                                                        MASE
## Training set 9.423771e-05 0.07686838 0.05767618 -0.1662334 3.155508 0.3204652
## Training set 0.02399651
coefci(modelo_A0)
##
                 2.5 %
                          97.5 %
## ar1
           -0.5806966 -0.3211251
             0.2315723 0.4926275
## ar2
## intercept 1.8125727 1.8321234
coeftest(modelo_A0)
## z test of coefficients:
##
##
              Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
## ar1
            0.3620999 0.0665969
                                  5.4372 5.413e-08 ***
## intercept 1.8223480 0.0049875 365.3820 < 2.2e-16 ***
## Signif. codes: 0 '*** 0.001 '** 0.01 '* 0.05 '.' 0.1 ' 1
# Guardamos los residuos del modelo
residuos_AO <- modelo_AO$residuals
# Buscamos el residuo máximo del modelo
max(abs(residuos A0))
```

```
which.max(abs(residuos_A0))
```

[1] 100



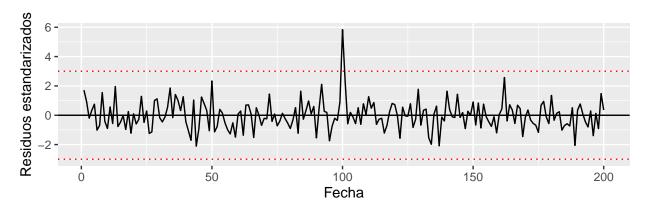
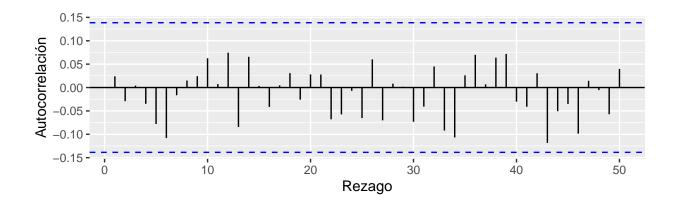


Figura 5: Residuos de un modelo AR(2) para la serie simulada con un AO.



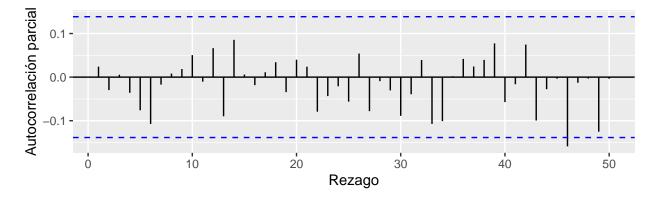


Figura 6: Funciones de Autocorrelación y Autocorrelación Parcial estimadas de los residuos de un modelo AR(2) para la serie simulada con un AO.

```
##
## Box-Ljung test
##
## data: residuos_AO
## X-squared = 5.2938, df = 8, p-value = 0.7258
Box.test(residuos_A0,
        lag = 30,
         type = "Ljung-Box",
         fitdf = 2) \# p + q
##
## Box-Ljung test
## data: residuos_AO
## X-squared = 16.145, df = 28, p-value = 0.9636
Box.test(residuos_A0,
        lag = 50,
         type = "Ljung-Box",
         fitdf = 2) \# p + q
##
## Box-Ljung test
##
## data: residuos_AO
## X-squared = 34.944, df = 48, p-value = 0.9203
# Armamos el QQ-plot de los residuos
ggplot(residuos_AO, aes(sample = residuos_AO)) +
  stat_qq() +
 stat_qq_line(color = "red") +
 labs(x = "Cuantiles teóricos",
      y = "Cuantiles de la muestra")
```

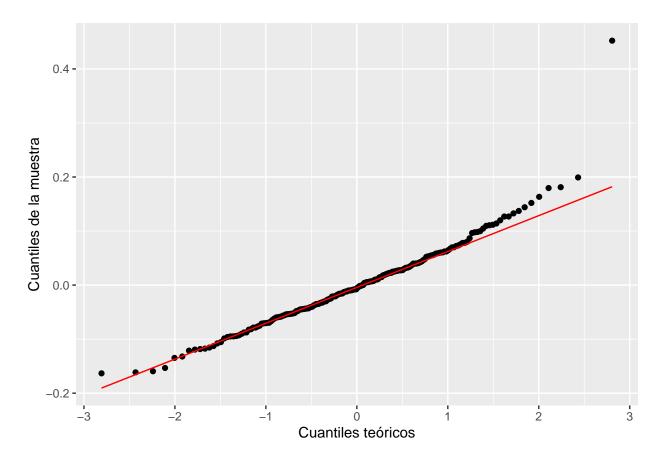


Figura 7: QQ-plot de los residuos de un modelo AR(2) para la serie simulada con un AO.

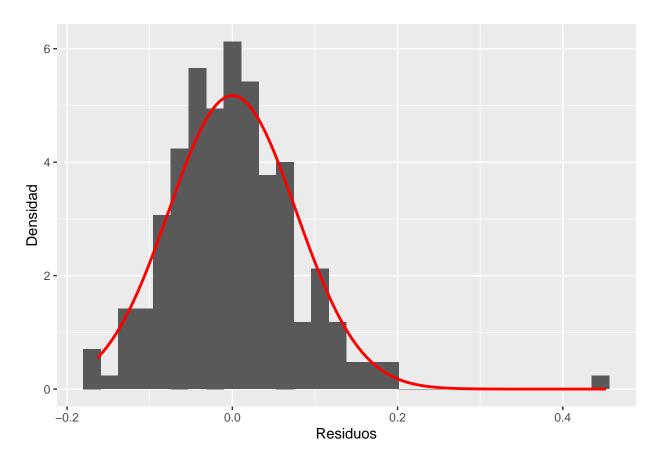


Figura 8: Histograma de los residuos de un modelo AR(2) para la serie simulada con un AO. La línea roja corresponde a una densidad normal con media y desvío muestrales igual al de los residuos.

```
# Tests de Shapiro y Jarque-Bera
# Se rechaza la hipótesis nula de normalidad dado que hay un outlier
shapiro.test(residuos_AO)

##
## Shapiro-Wilk normality test
##
## data: residuos_AO
## W = 0.94474, p-value = 6.06e-07
JarqueBera.test(residuos_AO)
```

```
##
## Jarque Bera Test
##
## data: residuos_A0
## X-squared = 253.73, df = 2, p-value < 2.2e-16
##
##
## Skewness
##</pre>
```

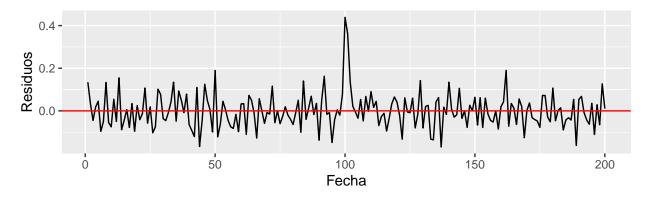
```
## data: residuos_AO
## statistic = 1.1265, p-value = 7.822e-11
##
##
## Kurtosis
##
## data: residuos_AO
## statistic = 8.037, p-value < 2.2e-16
3.2.
      Cambio transitorio (TC)
# Estimamos un modelo AR(2)
modelo_TC <- Arima(y = zt_TC,</pre>
                  order = c(2, 0, 0),
                  lambda = NULL)
summary(modelo_TC)
## Series: zt_TC
## ARIMA(2,0,0) with non-zero mean
## Coefficients:
##
                    ar2
            ar1
                           mean
        -0.2534 0.5532 1.8275
## s.e. 0.0588 0.0591 0.0083
## sigma^2 = 0.006941: log likelihood = 214.19
## AIC=-420.39 AICc=-420.18 BIC=-407.2
##
## Training set error measures:
                                 RMSE
                                                                           MASE
                        ME
                                             MAE
                                                        MPE
                                                                MAPE
## Training set -0.00013461 0.08268582 0.06188069 -0.2052263 3.372387 0.3470175
##
## Training set 0.0137427
coefci(modelo_TC)
##
                 2.5 %
                           97.5 %
            -0.3687407 -0.1381249
## ar1
## ar2
             0.4372862 0.6690467
## intercept 1.8112107 1.8437528
coeftest(modelo_TC)
## z test of coefficients:
##
             Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
##
```

ar1

ar2

```
## intercept 1.8274817 0.0083017 220.1338 < 2.2e-16 ***
## ---
## Signif. codes: 0 '*** 0.001 '** 0.01 '* 0.05 '.' 0.1 ' 1
# Guardamos los residuos del modelo
residuos_TC <- modelo_TC$residuals</pre>
# Buscamos el residuo máximo del modelo
max(abs(residuos_TC))
## [1] 0.4386786
which.max(abs(residuos_TC))
## [1] 100
# Graficamos los residuos
grafico_residuos <- residuos_TC %>% autoplot() +
  labs(x = "Fecha",
     y = "Residuos") +
  geom_hline(yintercept = 0, color = "red")
residuos_TC_est <- residuos_TC/sqrt(modelo_TC$sigma2)</pre>
grafico_residuos_est <- residuos_TC_est %>%
  autoplot() +
  labs(x = "Fecha",
       y = "Residuos estandarizados") +
  geom_hline(yintercept = 0, color = "black") +
  geom_hline(yintercept = 3, color = "red", linetype = "dotted") +
  geom_hline(yintercept = -3, color = "red", linetype = "dotted")
```

grid.arrange(grafico_residuos, grafico_residuos_est)



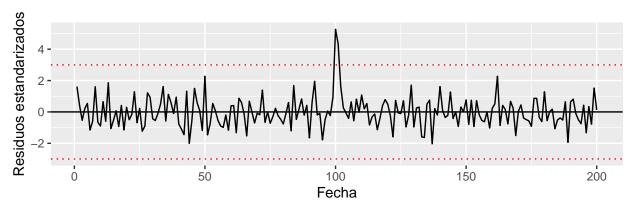
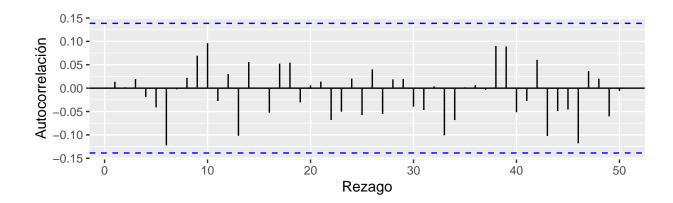


Figura 9: Residuos de un modelo AR(2) para la serie simulada con un TC.



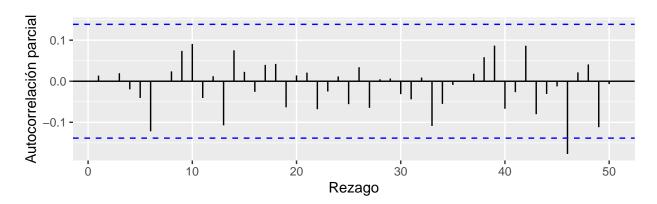


Figura 10: Funciones de Autocorrelación y Autocorrelación Parcial estimadas de los residuos de un modelo AR(2) para la serie simulada con un TC.

```
# Test de Ljung-Box
# No se rechaza la hipótsis nula de no autocorrelación de los residuos
Box.test(residuos_TC,
         lag = 10,
         type = "Ljung-Box",
         fitdf = 2) # p + q
##
##
    Box-Ljung test
##
## data: residuos_TC
## X-squared = 6.7533, df = 8, p-value = 0.5635
Box.test(residuos_TC,
         lag = 30,
         type = "Ljung-Box",
         fitdf = 2) \# p + q
##
```

##

##

Box-Ljung test

```
## data: residuos_TC
## X-squared = 16.281, df = 28, p-value = 0.9615
Box.test(residuos_TC,
         lag = 50,
         type = "Ljung-Box",
         fitdf = 2) # p + q
##
##
    Box-Ljung test
##
## data: residuos_TC
## X-squared = 35.187, df = 48, p-value = 0.9157
\# Armamos el QQ-plot de los residuos
ggplot(residuos_TC, aes(sample = residuos_TC)) +
  stat_qq() +
  stat_qq_line(color = "red") +
  labs(x = "Cuantiles teóricos",
       y = "Cuantiles de la muestra")
```

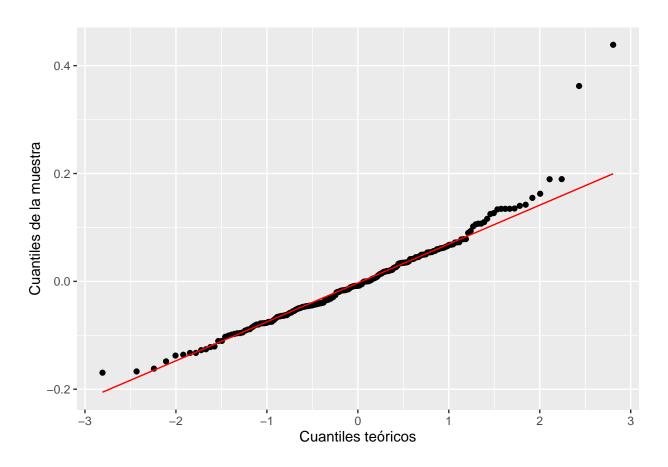


Figura 11: QQ-plot de los residuos de un modelo AR(2) para la serie simulada con un TC.

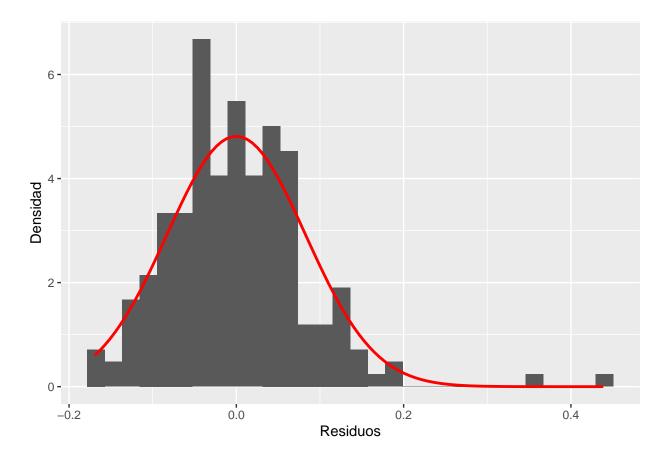


Figura 12: Histograma de los residuos de un modelo AR(2) para la serie simulada. La línea roja corresponde a una densidad normal con media y desvío muestrales igual al de los residuos.

```
# Tests de Shapiro y Jarque-Bera
# Se rechaza la hipótesis nula de normalidad dado que hay un outlier
shapiro.test(residuos_TC)

##
## Shapiro-Wilk normality test
##
## data: residuos_TC
## W = 0.93664, p-value = 1.181e-07
```

```
JarqueBera.test(residuos_TC)
```

```
##
## Jarque Bera Test
##
## data: residuos_TC
## X-squared = 211.69, df = 2, p-value < 2.2e-16
##
##
## Skewness
##
## data: residuos_TC
## statistic = 1.1996, p-value = 4.325e-12
##
##
## Kurtosis
##
## data: residuos_TC
## statistic = 7.4323, p-value < 2.2e-16
```

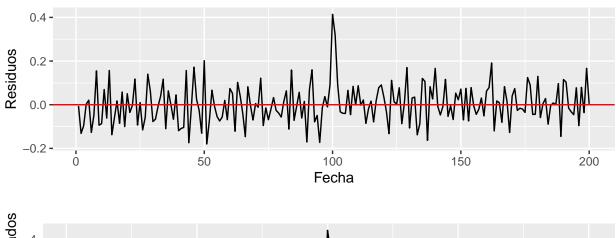
0.004632131 0.1352471

ar1

3.3. Cambio de nivel (LS)

```
# Estimamos un modelo AR(2)
modelo_LS <- Arima(y = zt_LS,</pre>
                   order = c(2, 0, 0),
                   lambda = NULL)
summary(modelo_LS)
## Series: zt_LS
## ARIMA(2,0,0) with non-zero mean
##
## Coefficients:
##
           ar1
                   ar2
        0.0699 0.8759 2.0376
## s.e. 0.0333 0.0336 0.1029
## sigma^2 = 0.00837: log likelihood = 194.39
## AIC=-380.78 AICc=-380.57 BIC=-367.59
##
## Training set error measures:
                       ME
                                 RMSE
                                            MAE
                                                       MPE
                                                               MAPE
## Training set 0.00196612 0.09079692 0.07072268 -0.113052 3.553996 0.3973935
## Training set -0.1065125
coefci(modelo_LS)
##
                   2.5 %
                            97.5 %
```

```
## ar2
            0.810033961 0.9418400
## intercept 1.835951075 2.2391649
coeftest(modelo_LS)
##
## z test of coefficients:
##
            Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
##
           0.069940 0.033321 2.099 0.03582 *
## ar1
            ## ar2
## intercept 2.037558   0.102863   19.808   < 2e-16 ***
## Signif. codes: 0 '*** 0.001 '** 0.01 '* 0.05 '.' 0.1 ' 1
# Guardamos los residuos del modelo
residuos_LS <- modelo_LS$residuals</pre>
# Buscamos el residuo máximo del modelo
max(abs(residuos_LS))
## [1] 0.4139718
which.max(abs(residuos_LS))
## [1] 100
# Graficamos los residuos
grafico_residuos <- residuos_LS %>% autoplot() +
 labs(x = "Fecha",
     y = "Residuos") +
 geom_hline(yintercept = 0, color = "red")
residuos_LS_est <- residuos_LS/sqrt(modelo_LS$sigma2)</pre>
grafico_residuos_est <- residuos_LS_est %>%
 autoplot() +
 labs(x = "Fecha",
      y = "Residuos estandarizados") +
 geom_hline(yintercept = 0, color = "black") +
 geom_hline(yintercept = 3, color = "red", linetype = "dotted") +
 geom_hline(yintercept = -3, color = "red", linetype = "dotted")
grid.arrange(grafico_residuos, grafico_residuos_est)
```



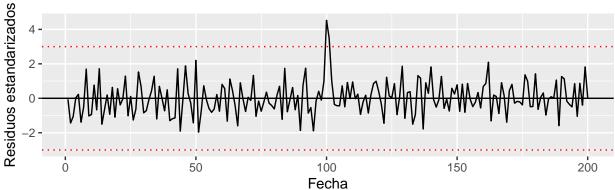
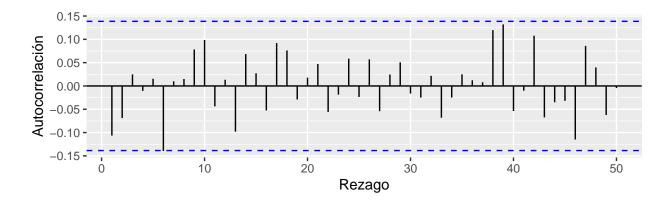


Figura 13: Residuos de un modelo AR(2) para la serie simulada con un LS.



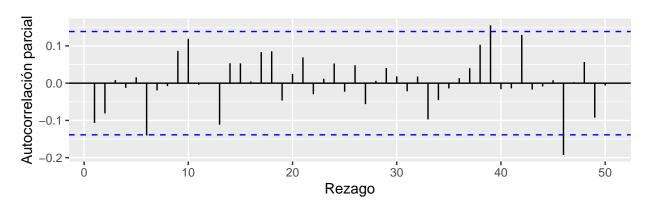


Figura 14: Funciones de Autocorrelación y Autocorrelación Parcial estimadas de los residuos de un modelo AR(2) para la serie simulada con un LS.

```
# Test de Ljung-Box
# No se rechaza la hipótsis nula de no autocorrelación de los residuos
Box.test(residuos_LS,
         lag = 10,
         type = "Ljung-Box",
         fitdf = 2) # p + q
##
##
    Box-Ljung test
##
## data: residuos_LS
## X-squared = 10.945, df = 8, p-value = 0.2048
Box.test(residuos_LS,
         lag = 30,
         type = "Ljung-Box",
         fitdf = 2) \# p + q
##
##
    Box-Ljung test
```

##

```
## data: residuos_LS
## X-squared = 23.107, df = 28, p-value = 0.7277
Box.test(residuos_LS,
         lag = 50,
         type = "Ljung-Box",
         fitdf = 2) # p + q
##
    Box-Ljung test
##
##
## data: residuos_LS
## X-squared = 45.137, df = 48, p-value = 0.5909
\# Armamos el QQ-plot de los residuos
ggplot(residuos_LS, aes(sample = residuos_LS)) +
  stat_qq() +
  stat_qq_line(color = "red") +
  labs(x = "Cuantiles teóricos",
       y = "Cuantiles de la muestra")
```

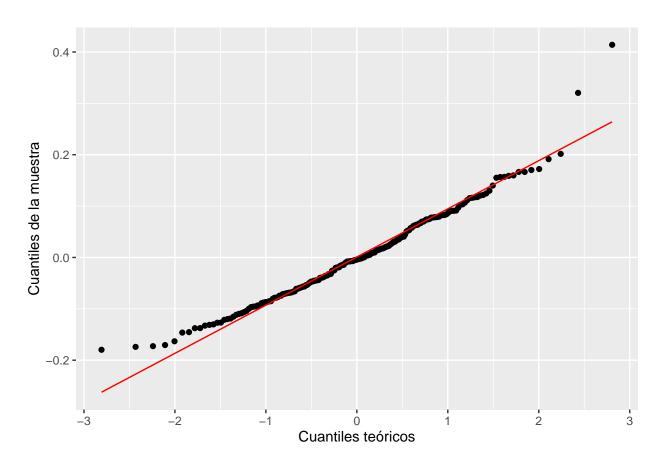


Figura 15: QQ-plot de los residuos de un modelo AR(2) para la serie simulada con un LS.

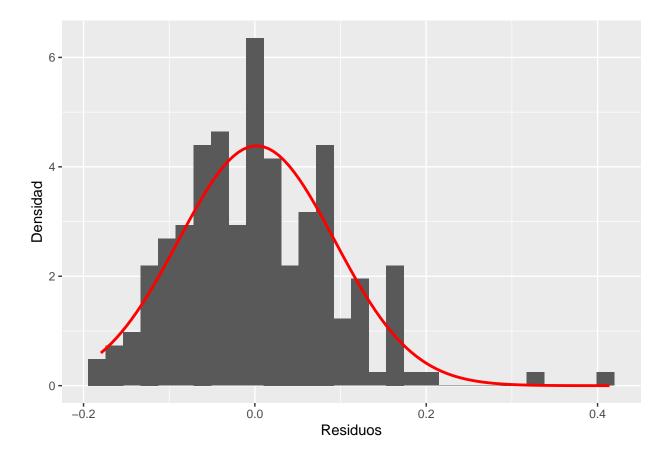


Figura 16: Histograma de los residuos de un modelo AR(2) para la serie simulada. La línea roja corresponde a una densidad normal con media y desvío muestrales igual al de los residuos.

```
# Tests de Shapiro y Jarque-Bera
# Se rechaza la hipótesis nula de normalidad dado que hay un outlier
shapiro.test(residuos_LS)

##
## Shapiro-Wilk normality test
##
## data: residuos_LS
## W = 0.9701, p-value = 0.0002903
```

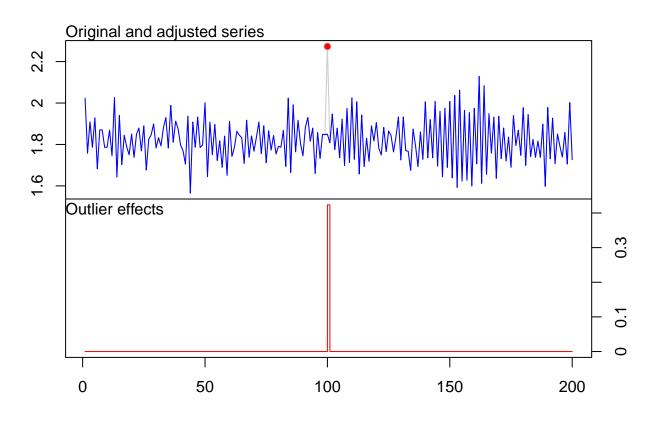
```
JarqueBera.test(residuos_LS)
```

```
##
##
   Jarque Bera Test
## data: residuos_LS
## X-squared = 37.932, df = 2, p-value = 5.797e-09
##
##
##
   Skewness
##
## data: residuos_LS
## statistic = 0.70583, p-value = 4.6e-05
##
##
## Kurtosis
## data: residuos_LS
## statistic = 4.5997, p-value = 3.876e-06
```

4. Reestimación y diagnóstico

4.1. Atípico aditivo (AO)

```
# Probamos una función de detección automática de outliers
auto_ao <- tso(zt_AO, tsmethod = "arima",</pre>
              args.tsmethod = list(order = c(2, 0, 0),
                                   seasonal = list(order = c(0, 0, 0)))
auto_ao
##
## Call:
## list(method = NULL)
## Coefficients:
                                    A0100
           ar1
                   ar2 intercept
##
        -0.5406 0.2960
                            1.8201 0.4235
## s.e. 0.0688 0.0694
                            0.0039 0.0594
## sigma^2 estimated as 0.004729: log likelihood = 251.08, aic = -492.15
##
## Outliers:
## type ind time coefhat tstat
## 1 AO 100 100 0.4235 7.125
# Graficamos el efecto del outlier AO
plot.tsoutliers(auto_ao)
```



```
# Obtenemos la indicatriz para incluir como regresor externo
xreg_AO <- outliers.effects(auto_ao$outliers, length(zt_AO))
head(xreg_AO)</pre>
```

```
## A0100

## [1,] 0

## [2,] 0

## [3,] 0

## [4,] 0

## [5,] 0

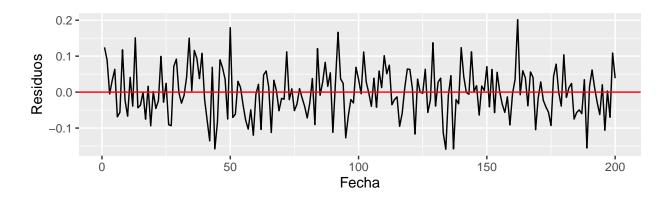
## [6,] 0
```

```
# Creamos la indicatriz para intervenir el modelo
AO <- rep(0, length(zt_AO))
AO[quiebre] <- 1
AO</pre>
```

```
# Estimamos un modelo AR(2)
modelo_AO2 <- Arima(y = zt_AO,
                   order = c(2, 0, 0),
                   lambda = NULL,
                   xreg = A0)
summary(modelo_A02)
## Series: zt_AO
## Regression with ARIMA(2,0,0) errors
## Coefficients:
           ar1
                    ar2 intercept
                                     xreg
        -0.5406 0.2960
                           1.8201 0.4235
##
                           0.0039 0.0594
## s.e. 0.0688 0.0694
## sigma^2 = 0.004826: log likelihood = 251.08
## AIC=-492.15 AICc=-491.84 BIC=-475.66
## Training set error measures:
                                                               MAPE
                                                                        MASE
##
                                 RMSE
                                            MAE
                                                       MPE
## Training set 0.0001573565 0.06876915 0.05451332 -0.1339013 2.998114 0.3028915
                      ACF1
## Training set 0.008129161
coefci(modelo AO2)
##
                 2.5 %
                          97.5 %
## ar1
            -0.6753633 -0.4058608
             0.1600010 0.4320579
## ar2
## intercept 1.8124316 1.8277993
## xreg
             0.3069661 0.5399348
coeftest(modelo_A02)
##
## z test of coefficients:
##
              Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
##
            ## ar1
             0.2960294 0.0694035
                                  4.2653 1.996e-05 ***
## intercept 1.8201155 0.0039204 464.2666 < 2.2e-16 ***
             0.4234504 0.0594319
                                  7.1250 1.041e-12 ***
## xreg
## ---
## Signif. codes: 0 '*** 0.001 '** 0.01 '* 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
# Guardamos los residuos del modelo
residuos_AO2 <- modelo_AO2$residuals
# Buscamos el residuo máximo del modelo
max(abs(residuos_A02))
```

```
which.max(abs(residuos_A02))
```

[1] 162



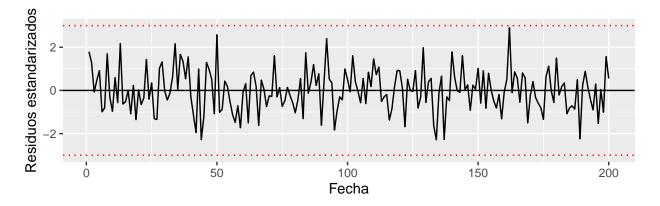
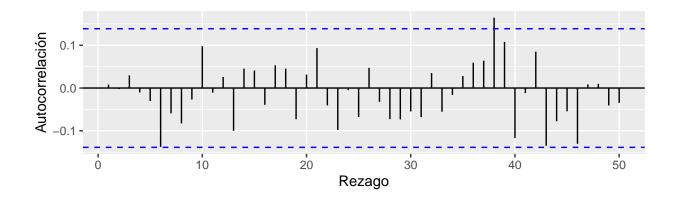


Figura 17: Residuos de un modelo AR(2) intervenido para la serie simulada con un AO.



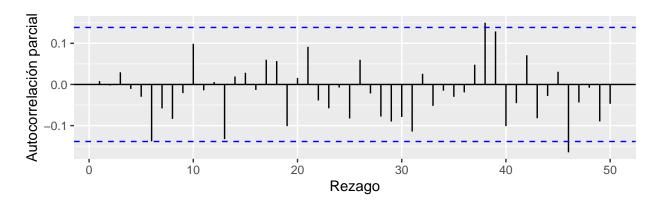


Figura 18: Funciones de Autocorrelación y Autocorrelación Parcial estimadas de los residuos de un modelo AR(2) intervenido para la serie simulada con un AO.

```
##
## Box-Ljung test
##
## data: residuos_A02
## X-squared = 8.695, df = 8, p-value = 0.3687
Box.test(residuos_A02,
        lag = 30,
         type = "Ljung-Box",
         fitdf = 2) \# p + q
##
## Box-Ljung test
## data: residuos_A02
## X-squared = 24.239, df = 28, p-value = 0.6688
Box.test(residuos_A02,
        lag = 50,
         type = "Ljung-Box",
         fitdf = 2) \# p + q
##
## Box-Ljung test
##
## data: residuos_A02
## X-squared = 55.753, df = 48, p-value = 0.2062
# Armamos el QQ-plot de los residuos
ggplot(residuos_A02, aes(sample = residuos_A02)) +
  stat_qq() +
 stat_qq_line(color = "red") +
 labs(x = "Cuantiles teóricos",
      y = "Cuantiles de la muestra")
```

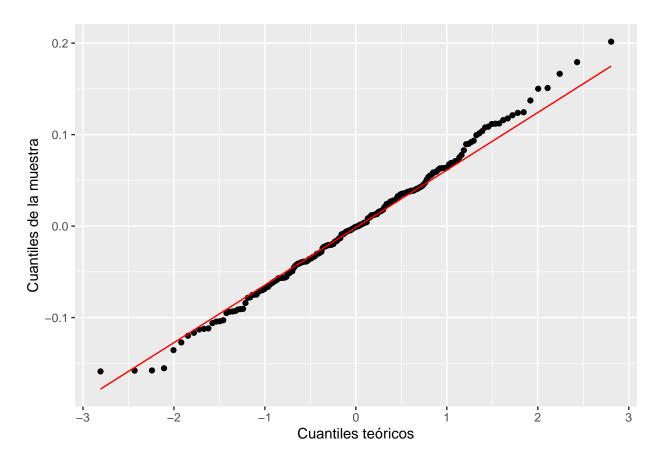


Figura 19: QQ-plot de los residuos de un modelo AR(2) intervenido para la serie simulada con un AO.

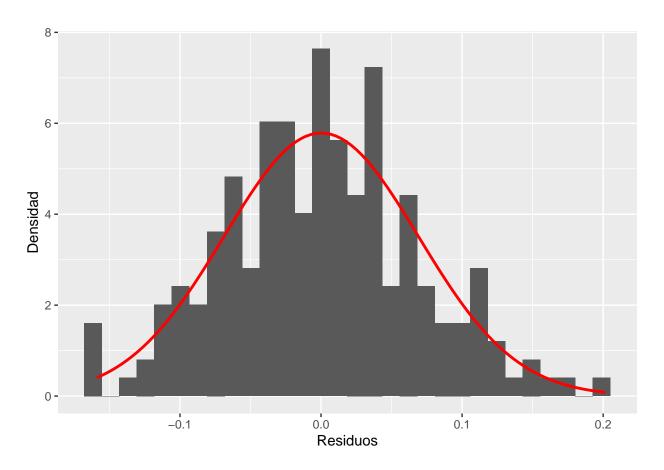


Figura 20: Histograma de los residuos de un modelo AR(2) intervenido para la serie simulada con un AO. La línea roja corresponde a una densidad normal con media y desvío muestrales igual al de los residuos.

```
# Tests de Shapiro y Jarque-Bera
# No se rechaza la hipótesis nula de normalidad
shapiro.test(residuos_AO2)

##
## Shapiro-Wilk normality test
##
## data: residuos_AO2
## W = 0.99532, p-value = 0.7962

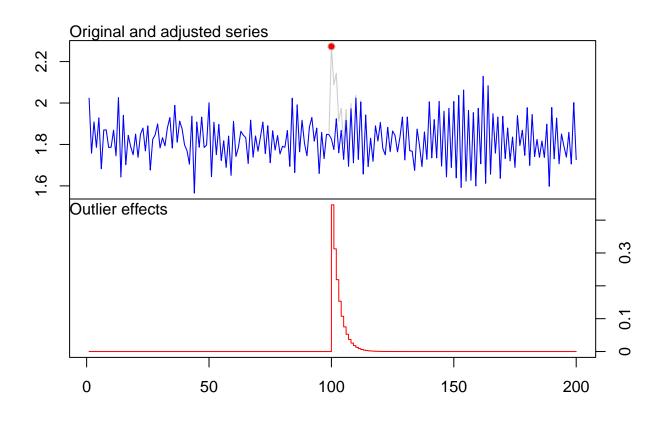
JarqueBera.test(residuos_AO2)
```

```
##
## Jarque Bera Test
##
## data: residuos_A02
## X-squared = 0.80651, df = 2, p-value = 0.6681
##
##
##
Skewness
##
```

```
## data: residuos_AO2
## statistic = 0.15315, p-value = 0.3766
##
##
##
Kurtosis
##
## data: residuos_AO2
## statistic = 2.9455, p-value = 0.8751
```

4.2. Cambio transitorio (TC)

```
# Probamos una función de detección automática de outliers
auto_tc <- tso(zt_TC, tsmethod = "arima",</pre>
              args.tsmethod = list(order = c(2, 0, 0),
                                   seasonal = list(order = c(0, 0, 0)))
auto_tc
##
## Call:
## list(method = NULL)
## Coefficients:
            ar1
                    ar2 intercept
                            1.8194 0.4465
##
        -0.5506 0.2857
## s.e. 0.0687 0.0693
                            0.0039 0.0388
##
## sigma^2 estimated as 0.0047: log likelihood = 251.69, aic = -493.39
## Outliers:
## type ind time coefhat tstat
## 1 TC 100 100 0.4465 11.5
# Graficamos el efecto del outlier TC
plot.tsoutliers(auto_tc)
```



```
# Obtenemos la indicatriz para incluir como regresor externo
xreg_TC <- outliers.effects(auto_tc$outliers, length(zt_TC))
head(xreg_TC)</pre>
```

```
## TC100

## [1,] 0

## [2,] 0

## [3,] 0

## [4,] 0

## [5,] 0

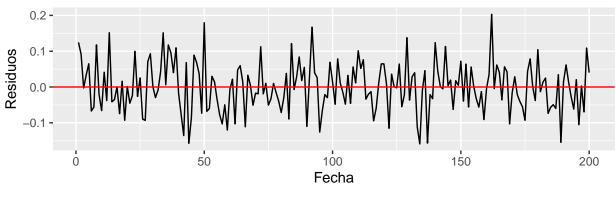
## [6,] 0
```

```
# Creamos la indicatriz para intervenir el modelo
TC <- rep(0, length(zt_TC))
delta <- 0.7
TC[quiebre] <- 1
for (i in (quiebre + 1):length(TC)) {
   TC[i] <- delta * TC[i - 1]
}
round(TC,2)</pre>
```

```
## [196] 0.00 0.00 0.00 0.00 0.00
# Estimamos un modelo AR(2)
modelo_TC2 <- Arima(y = zt_TC,</pre>
          order = c(2, 0, 0),
          lambda = NULL,
          xreg = TC)
summary(modelo_TC2)
## Series: zt TC
## Regression with ARIMA(2,0,0) errors
##
## Coefficients:
##
      ar1
          ar2 intercept
                    xreg
##
    -0.5506 0.2857
               1.8194 0.4465
## s.e. 0.0687 0.0693
               0.0039 0.0388
## sigma^2 = 0.004796: log likelihood = 251.69
## AIC=-493.39 AICc=-493.08 BIC=-476.9
##
## Training set error measures:
                  RMSE
                              MPE
                                  MAPE
##
             ME
                        MAE
## Training set 0.0001658699 0.06855692 0.05441391 -0.1313324 2.987752 0.3051449
            ACF1
## Training set 0.009479703
coefci(modelo TC2)
##
         2.5 %
              97.5 %
## ar1
      -0.6853190 -0.4159589
## ar2
       0.1499958 0.4214962
## intercept 1.8118210 1.8270689
## xreg
       0.3703493 0.5225574
coeftest(modelo TC2)
##
## z test of coefficients:
##
##
       Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
      ## ar1
      0.2857460 0.0692616 4.1256 3.698e-05 ***
## ar2
```

```
## intercept 1.8194450 0.0038898 467.7429 < 2.2e-16 ***
## xreg
             ## ---
## Signif. codes: 0 '*** 0.001 '** 0.01 '* 0.05 '.' 0.1 ' 1
# Guardamos los residuos del modelo
residuos_TC2 <- modelo_TC2$residuals</pre>
# Buscamos el residuo máximo del modelo
max(abs(residuos_TC2))
## [1] 0.2029134
which.max(abs(residuos_TC2))
## [1] 162
# Graficamos los residuos
grafico_residuos <- residuos_TC2 %>% autoplot() +
 labs(x = "Fecha",
     y = "Residuos") +
 geom_hline(yintercept = 0, color = "red")
residuos_TC2_est <- residuos_TC2/sqrt(modelo_TC2$sigma2)</pre>
grafico_residuos_est <- residuos_TC2_est %>%
 autoplot() +
 labs(x = "Fecha",
      y = "Residuos estandarizados") +
 geom_hline(yintercept = 0, color = "black") +
 geom_hline(yintercept = 3, color = "red", linetype = "dotted") +
  geom_hline(yintercept = -3, color = "red", linetype = "dotted")
```

grid.arrange(grafico_residuos, grafico_residuos_est)



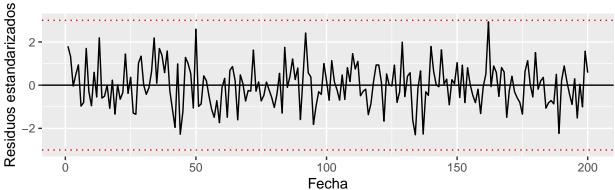
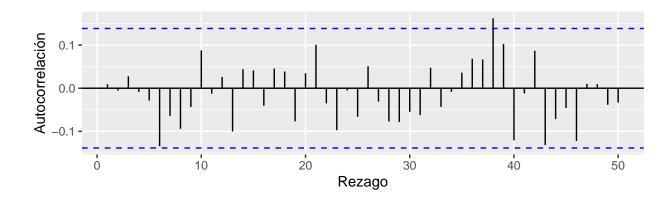


Figura 21: Residuos de un modelo AR(2) intervenido para la serie simulada con un TC.



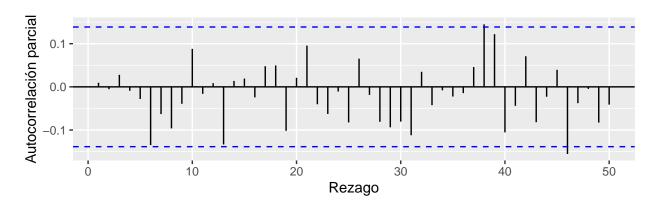


Figura 22: Funciones de Autocorrelación y Autocorrelación Parcial estimadas de los residuos de un modelo AR(2) intervenido para la serie simulada con un TC.

```
# Test de Ljung-Box
# No se rechaza la hipótsis nula de no autocorrelación de los residuos
Box.test(residuos_TC2,
         lag = 10,
         type = "Ljung-Box",
         fitdf = 2) # p + q
##
##
    Box-Ljung test
##
## data: residuos_TC2
## X-squared = 8.8907, df = 8, p-value = 0.3516
Box.test(residuos_TC2,
         lag = 30,
         type = "Ljung-Box",
         fitdf = 2) \# p + q
##
##
    Box-Ljung test
```

##

```
## data: residuos_TC2
## X-squared = 24.944, df = 28, p-value = 0.6309
Box.test(residuos_TC2,
         lag = 50,
         type = "Ljung-Box",
         fitdf = 2) # p + q
##
##
    Box-Ljung test
##
## data: residuos_TC2
## X-squared = 55.356, df = 48, p-value = 0.2169
\# Armamos el QQ-plot de los residuos
ggplot(residuos_TC2, aes(sample = residuos_TC2)) +
  stat_qq() +
  stat_qq_line(color = "red") +
  labs(x = "Cuantiles teóricos",
       y = "Cuantiles de la muestra")
```

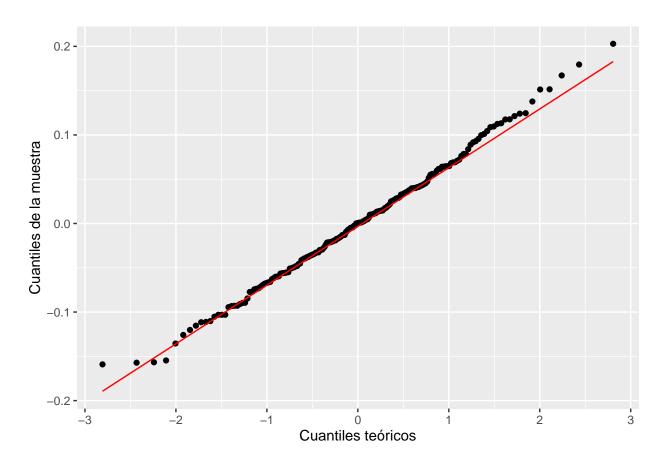


Figura 23: QQ-plot de los residuos de un modelo AR(2) intervenido para la serie simulada con un TC.

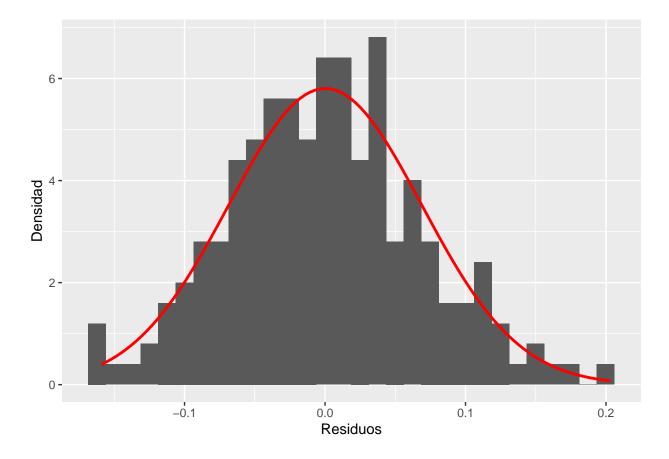


Figura 24: Histograma de los residuos de un modelo AR(2) intervenido para la serie simulada con un TC. La línea roja corresponde a una densidad normal con media y desvío muestrales igual al de los residuos.

```
# Tests de Shapiro y Jarque-Bera
# No se rechaza la hipótesis nula de normalidad
shapiro.test(residuos_TC2)

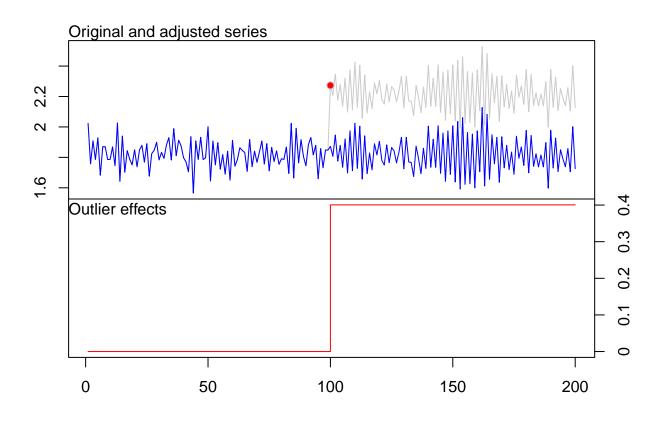
##
## Shapiro-Wilk normality test
##
## data: residuos_TC2
## W = 0.99552, p-value = 0.8226
```

```
JarqueBera.test(residuos_TC2)
```

```
##
##
   Jarque Bera Test
## data: residuos_TC2
## X-squared = 0.94041, df = 2, p-value = 0.6249
##
##
## Skewness
##
## data: residuos_TC2
## statistic = 0.16692, p-value = 0.3352
##
##
## Kurtosis
##
## data: residuos_TC2
## statistic = 2.9626, p-value = 0.9141
```

4.3. Cambio de nivel (LS)

```
# Probamos una función de detección automática de outliers
auto_ls <- tso(zt_LS, tsmethod = "arima",</pre>
              args.tsmethod = list(order = c(2, 0, 0),
                                   seasonal = list(order = c(0, 0, 0)))
auto_ls
##
## Call:
## list(method = NULL)
##
## Coefficients:
##
            ar1
                     ar2 intercept
                                    LS100
##
        -0.5369 0.3002
                            1.8200 0.4005
## s.e. 0.0680 0.0685
                            0.0056 0.0079
## sigma^2 estimated as 0.004733: log likelihood = 251, aic = -492
##
## Outliers:
## type ind time coefhat tstat
## 1 LS 100 100 0.4005
# Graficamos el efecto del outlier LS
plot.tsoutliers(auto_ls)
```



```
# Obtenemos la indicatriz para incluir como regresor externo
xreg_LS <- outliers.effects(auto_ls$outliers, length(zt_LS))
head(xreg_LS)</pre>
```

```
## LS100

## [1,] 0

## [2,] 0

## [3,] 0

## [4,] 0

## [5,] 0

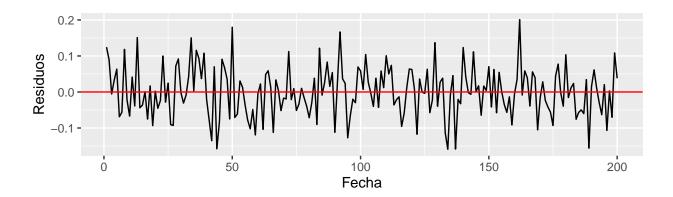
## [6,] 0
```

```
# Creamos la indicatriz para intervenir el modelo
LS <- rep(0, length(zt_LS))
LS[quiebre:N] <- 1
LS</pre>
```

```
# Estimamos un modelo AR(2)
modelo_LS2 <- Arima(y = zt_LS,</pre>
                   order = c(2, 0, 0),
                   lambda = NULL,
                   xreg = LS)
summary(modelo_LS2)
## Series: zt_LS
## Regression with ARIMA(2,0,0) errors
## Coefficients:
           ar1
                    ar2 intercept
                                     xreg
        -0.5369 0.3002
##
                           1.8200 0.4005
## s.e. 0.0680 0.0685
                           0.0056 0.0079
## sigma^2 = 0.004829: log likelihood = 251
## AIC=-492 AICc=-491.69 BIC=-475.51
## Training set error measures:
                                                                         MASE
##
                                 RMSE
                                             MAE
                                                       MPE
                                                               MAPE
## Training set 0.0001589623 0.06879479 0.05461582 -0.1082987 2.752769 0.3068884
##
                      ACF1
## Training set 0.007982117
coefci(modelo LS2)
##
                 2.5 %
                          97.5 %
## ar1
            -0.6702893 -0.4035667
## ar2
             0.1659780 0.4344104
## intercept 1.8090054 1.8309069
## xreg
             0.3851544 0.4159437
coeftest(modelo_LS2)
##
## z test of coefficients:
##
##
              Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
            ## ar1
             0.3001942 0.0684789
                                  4.3837 1.167e-05 ***
## intercept 1.8199561 0.0055872 325.7364 < 2.2e-16 ***
             0.4005491 0.0078545 50.9959 < 2.2e-16 ***
## xreg
## ---
## Signif. codes: 0 '*** 0.001 '** 0.01 '* 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
# Guardamos los residuos del modelo
residuos_LS2 <- modelo_LS2$residuals
# Buscamos el residuo máximo del modelo
max(abs(residuos_LS2))
```

```
which.max(abs(residuos_LS2))
```

[1] 162



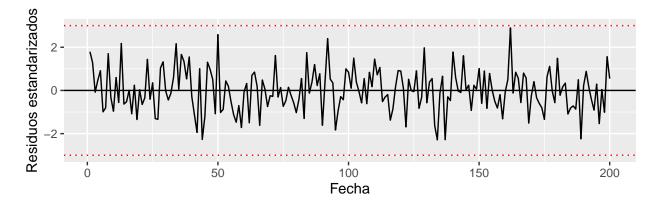
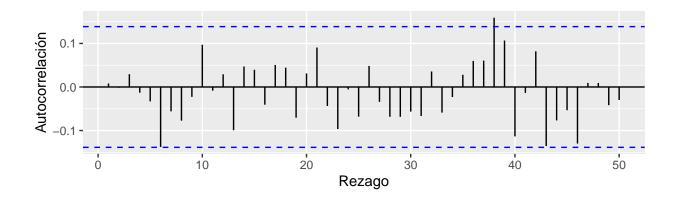


Figura 25: Residuos de un modelo AR(2) intervenido para la serie simulada con un LS.



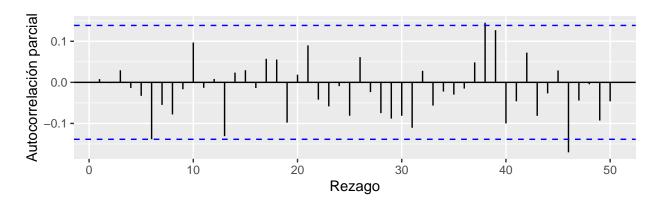


Figura 26: Funciones de Autocorrelación y Autocorrelación Parcial estimadas de los residuos de un modelo AR(2) intervenido para la serie simulada con un LS.

```
##
## Box-Ljung test
##
## data: residuos_LS2
## X-squared = 8.4226, df = 8, p-value = 0.3933
Box.test(residuos_LS2,
        lag = 30,
         type = "Ljung-Box",
         fitdf = 2) # p + q
##
## Box-Ljung test
## data: residuos_LS2
## X-squared = 23.545, df = 28, p-value = 0.7053
Box.test(residuos_LS2,
        lag = 50,
         type = "Ljung-Box",
         fitdf = 2) \# p + q
##
## Box-Ljung test
##
## data: residuos_LS2
## X-squared = 54.211, df = 48, p-value = 0.2496
# Armamos el QQ-plot de los residuos
ggplot(residuos_LS2, aes(sample = residuos_LS2)) +
  stat_qq() +
 stat_qq_line(color = "red") +
 labs(x = "Cuantiles teóricos",
   y = "Cuantiles de la muestra")
```

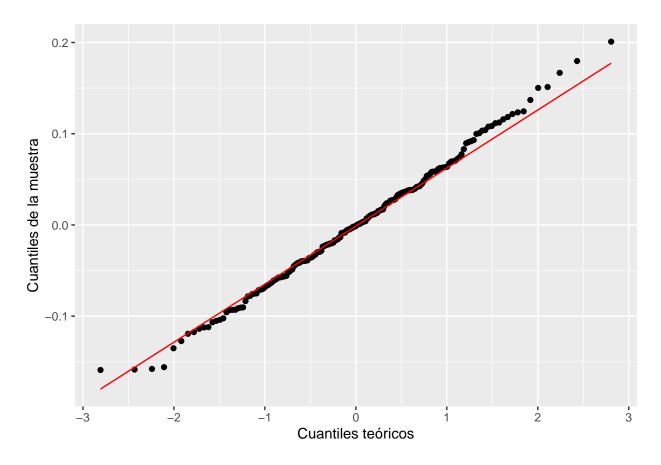


Figura 27: QQ-plot de los residuos de un modelo AR(2) intervenido para la serie simulada con un LS.

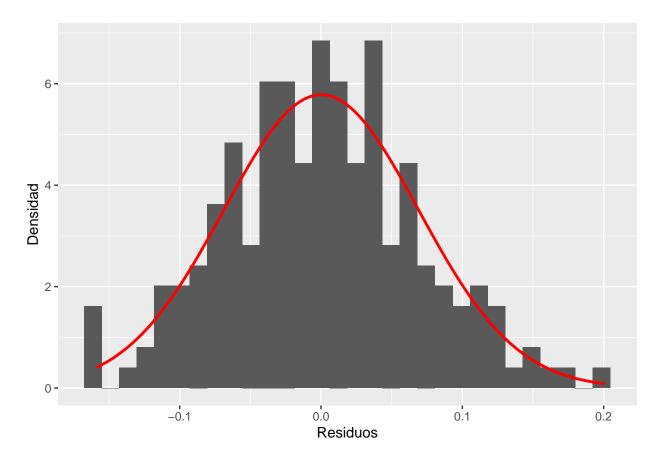


Figura 28: Histograma de los residuos de un modelo AR(2) intervenido para la serie simulada con un LS. La línea roja corresponde a una densidad normal con media y desvío muestrales igual al de los residuos.

```
# Tests de Shapiro y Jarque-Bera
# No se rechaza la hipótesis nula de normalidad
shapiro.test(residuos_LS2)

##
## Shapiro-Wilk normality test
##
## data: residuos_LS2
## W = 0.99558, p-value = 0.8306

JarqueBera.test(residuos_LS2)
```

```
##
## Jarque Bera Test
##
## data: residuos_LS2
## X-squared = 0.76558, df = 2, p-value = 0.682
##
##
##
##
Skewness
##
```

```
## data: residuos_LS2
## statistic = 0.1482, p-value = 0.3922
##
##
##
Kurtosis
##
## data: residuos_LS2
## statistic = 2.9366, p-value = 0.8548
```

5. Predicción

5.1. Atípico aditivo (AO)

```
# Creamos una indicatriz para incluir en las predicciones (consideramos predicciones a 10 pasos)
A0_pred <- rep(0, 10)
AO_pred
## [1] 0 0 0 0 0 0 0 0 0
# Obtenemos las predicciones (debemos incluir un regresor externo)
predicciones_AO <- forecast(modelo_AO2, h = 10, xreg = AO_pred)</pre>
predicciones_AO
##
       Point Forecast
                         Lo 80
                                  Hi 80
                                           Lo 95
                                                     Hi 95
## 201
             1.924570 1.835544 2.013596 1.788416 2.060723
## 202
             1.735932 1.634730 1.837135 1.581156 1.890708
             1.896547 1.782596 2.010499 1.722274 2.070821
## 203
## 204
             1.753875 1.632234 1.875515 1.567842 1.939907
## 205
             1.878552 1.750961 2.006144 1.683418 2.073687
## 206
             1.768915 1.637019 1.900810 1.567197 1.970632
## 207
             1.865094 1.729947 2.000242 1.658404 2.071785
             1.780642 1.643050 1.918235 1.570213 1.991072
## 208
## 209
             1.854770 1.715320 1.994220 1.641499 2.068041
## 210
             1.789696 1.648832 1.930560 1.574263 2.005129
# Graficamos las predicciones mediante un fan chart
predicciones_AO <- forecast(modelo_AO2, h = 10, xreg = AO_pred, fan = TRUE)</pre>
autoplot(predicciones_A0) +
  labs(x = "Fecha",
       y = "Valor",
       title = "")
```

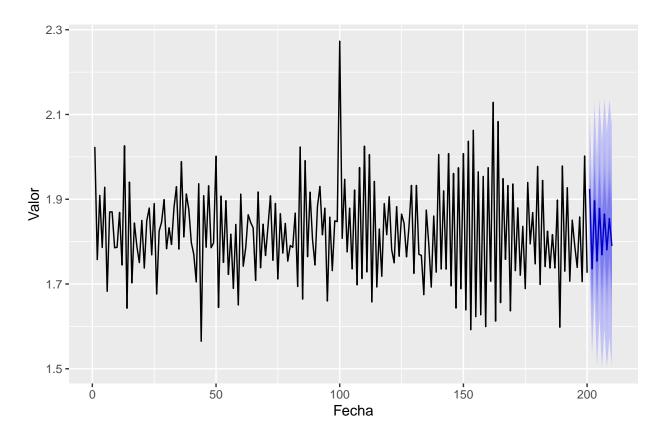


Figura 29: Predicciones a 10 pasos de un AR(2) con un AO. Se consideraron intervalos de confianza entre el $51\,\%$ y $99\,\%$.

5.2. Cambio transitorio (TC)

```
# Creamos una indicatriz para incluir en las predicciones (consideramos predicciones a 10 pasos)
TC_pred <- rep(0, 10)
deltaa \leftarrow 0.7
TC_pred[1] <- TC[length(TC)]*delta</pre>
for (i in 2:length(TC_pred)) {
  TC_pred[i] <- TC_pred[i-1]*delta</pre>
}
TC_pred
    [1] 2.264134e-16 1.584893e-16 1.109425e-16 7.765978e-17 5.436185e-17
    [6] 3.805329e-17 2.663730e-17 1.864611e-17 1.305228e-17 9.136596e-18
# Obtenemos las predicciones (debemos incluir un regresor externo)
predicciones_TC <- forecast(modelo_TC2, h = 10, xreg = TC_pred)</pre>
predicciones_TC
##
       Point Forecast
                          Lo 80
                                   Hi 80
                                             Lo 95
                                                       Hi 95
## 201
             1.922790 1.834039 2.011541 1.787057 2.058523
```

```
1.735980 1.634663 1.837296 1.581029 1.890930
## 202
## 203
             1.894935 1.780930 2.008940 1.720579 2.069291
             1.754027 1.632272 1.875783 1.567818 1.940237
  204
  205
             1.877037 1.749348 2.004727 1.681753 2.072322
##
##
  206
             1.769040 1.637054 1.901025 1.567185 1.970894
  207
             1.863657 1.728440 1.998874 1.656860 2.070454
##
  208
             1.780697 1.643055 1.918339 1.570191 1.991203
##
## 209
             1.853414 1.713935 1.992894 1.640100 2.066729
## 210
             1.789668 1.648794 1.930542 1.574220 2.005116
# Graficamos las predicciones mediante un fan chart
predicciones_TC <- forecast(modelo_TC2, h = 10, xreg = TC_pred, fan = TRUE)
autoplot(predicciones_TC) +
  labs(x = "Fecha",
       y = "Valor",
       title = "")
```

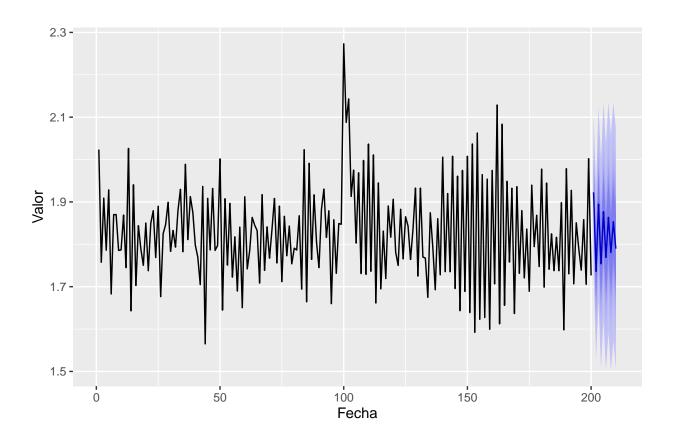


Figura 30: Predicciones a 10 pasos de un AR(2) con un TC. Se consideraron intervalos de confianza entre el 51 % y 99 %.

5.3. Cambio de nivel (LS)

```
# Creamos una indicatriz para incluir en las predicciones (consideramos predicciones a 10 pasos)
LS_pred <- rep(1, 10)
LS_pred
## [1] 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1
# Obtenemos las predicciones (debemos incluir un regresor externo)
predicciones_LS <- forecast(modelo_LS2, h = 10, xreg = LS_pred)</pre>
predicciones_LS
##
       Point Forecast
                         Lo 80
                                  Hi 80
                                           Lo 95
                                                    Hi 95
## 201
          2.325465 2.236405 2.414524 2.189260 2.461669
## 202
            2.135929 2.034844 2.237014 1.981333 2.290525
## 203
            2.297425 2.183561 2.411288 2.123285 2.471564
## 204
            2.153816 2.032281 2.275351 1.967944 2.339688
## 205
            2.279404 2.151901 2.406906 2.084405 2.474402
## 206
            2.168861 2.037043 2.300680 1.967262 2.370460
## 207
            2.265915 2.130828 2.401002 2.059317 2.472513
## 208
            2.180620 2.043072 2.318168 1.970259 2.390981
            2.255552 2.116132 2.394973 2.042327 2.468778
## 209
            2.189714 2.048866 2.330562 1.974305 2.405123
## 210
# Graficamos las predicciones mediante un fan chart
predicciones_LS <- forecast(modelo_LS2, h = 10, xreg = LS_pred, fan = TRUE)</pre>
autoplot(predicciones_LS) +
 labs(x = "Fecha",
       y = "Valor",
       title = "")
```

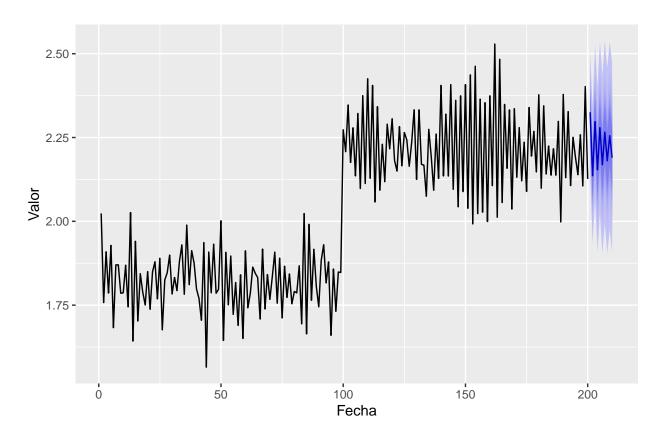


Figura 31: Predicciones a 10 pasos de un AR(2) con un LS. Se consideraron intervalos de confianza entre el 51 % y 99 %.

6. Validación de las predicciones

6.1. Atípico aditivo (AO)

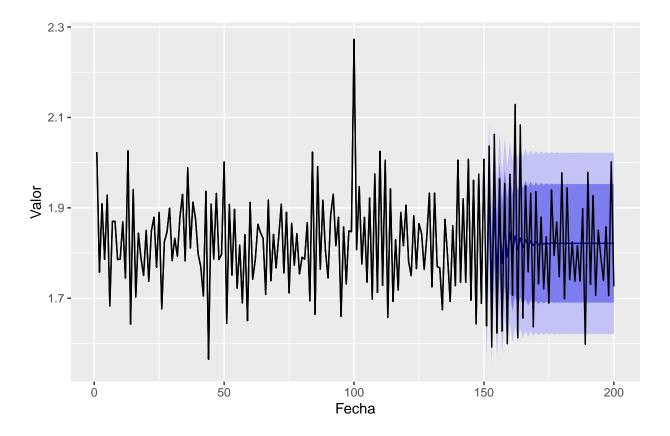


Figura 32: Predicciones en el conjunto de prueba un modelo AR(2) con un AO. La línea azul corresponde a las predicciones.

```
# Obtenemos los errores de predicción fuera de la muestra
# El segundo argumento de la función accuracy() corresponde al verdadero valor de la serie (conjunto de accuracy(pred_test_AO, test_AO)
```

```
## Training set 0.0002704409 0.07012768 0.05576004 -0.1338502 3.060690 0.3558654  
## Test set -0.0068195190 0.12433623 0.10887289 -0.8986085 6.028522 0.6948361  
## ACF1 Theil's U  
## Training set 0.007233479 NA  
-0.835869876 0.4541751
```

6.2. Cambio transitorio (TC)

```
# Definimos una muestra de entrenamiento ("training set") hasta la observación 150 inclusive
train_TC <- window(zt_TC, end = 150)</pre>
train_TC_reg <- TC[1:150]</pre>
round(train_TC_reg, 2)
  ##
# Dejamos las observaciones 151-200 como conjunto de entrenamiento ("test set")
test TC <- window(zt TC, start = 151)
n_TC <- length(test_TC)</pre>
# Estimamos el modelo para el training set (incluimos una variable indicatriz)
modeloTC_train <- Arima(y = train_TC,</pre>
            order = c(2, 0, 0),
            lambda = NULL,
            xreg = train_TC_reg)
# Creamos una variable indicatriz para predecir en el test set
TC_test <- TC[151:N]</pre>
round(TC_test, 2)
## [39] 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0
# Predecimos fuera de la muestra (el horizonte de predicción será igual al largo del test set)
pred_test_TC <- forecast(modeloTC_train, h = n_TC, xreg = TC_test)</pre>
# Graficamos las predicciones obtenidas
autoplot(pred_test_TC) +
autolayer(zt_TC, color = "black") +
labs(x = "Fecha",
   y = "Valor",
   title = "")
```

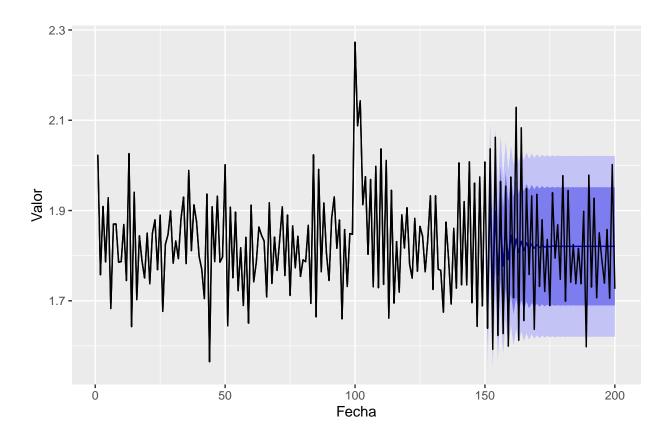


Figura 33: Predicciones en el conjunto de prueba un modelo AR(2) con un TC. La línea azul corresponde a las predicciones.

```
# Obtenemos los errores de predicción fuera de la muestra
# El segundo argumento de la función accuracy() corresponde al verdadero valor de la serie (conjunto de
accuracy(pred_test_TC, test_TC)
                                    RMSE
##
                           ME
                                                MAE
                                                           MPE
                                                                    MAPE
                                                                              MASE
               0.0002838797 0.06986611 0.05563267 -0.1303790 3.046907 0.3601324
## Training set
                -0.0059259658 0.12442469 0.10891045 -0.8495589 6.027208 0.7050208
## Test set
                        ACF1 Theil's U
##
```

6.3. Cambio de nivel (LS)

-0.836198604 0.4549729

Training set 0.008959694

Test set

```
# Definimos una muestra de entrenamiento ("training set") hasta la observación 150 inclusive
train_LS <- window(zt_LS, end = 150)
train_LS_reg <- LS[1:150]

# Dejamos las observaciones 151-200 como conjunto de entrenamiento ("test set")
test_LS <- window(zt_LS, start = 151)
n_LS <- length(test_LS)</pre>
```

```
# Estimamos el modelo para el training set (incluimos una variable indicatriz)
modeloLS_train <- Arima(y = train_LS,</pre>
                     order = c(2, 0, 0),
                     lambda = NULL,
                     xreg = train_LS_reg)
# Creamos una variable indicatriz para predecir en el test set
LS_test <- LS[151:N]
LS_test
## [39] 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1
# Predecimos fuera de la muestra (el horizonte de predicción será igual al largo del test set)
pred_test_LS <- forecast(modeloLS_train, h = n_LS, xreg = LS_test)</pre>
# Graficamos las predicciones obtenidas
autoplot(pred_test_LS) +
 autolayer(zt_LS, color = "black") +
 labs(x = "Fecha",
      y = "Valor",
      title = "")
```

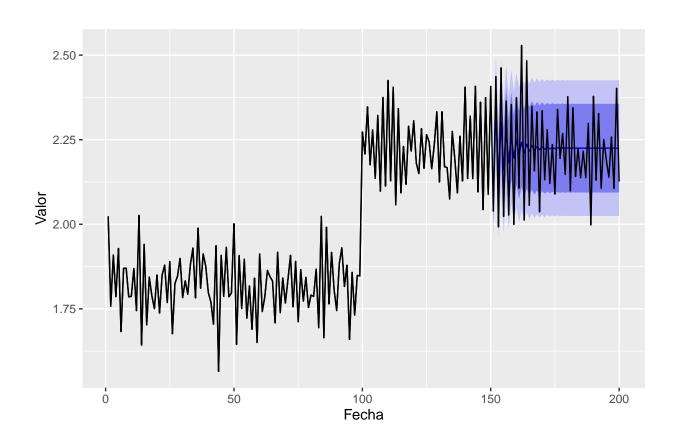


Figura 34: Predicciones en el conjunto de prueba un modelo AR(2) con un LS. La línea azul corresponde a las predicciones.

Obtenemos los errores de predicción fuera de la muestra
El segundo argumento de la función accuracy() corresponde al verdadero valor de la serie (conjunto de accuracy(pred_test_LS, test_LS)

```
## Training set 0.0002608218 0.07010192 0.05572413 -0.1159675 2.892470 0.3618356
## Test set -0.0103463688 0.12462835 0.10924335 -0.8189376 4.954617 0.7093539
## Training set 0.007554034 NA
## Test set -0.835942194 0.4538215
```