Tipos de interés a 3 y 6 meses en EEUU

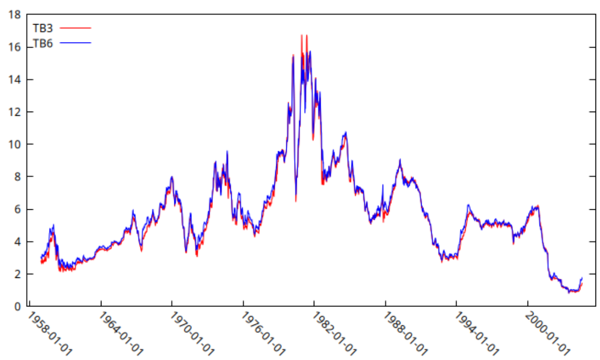
Datos

Datos semanales desde el 12 de diciembre de 1958 al 6 de agosto de 2004 (en total 2383 observaciones). *Fuente*: ejemplo 8.6.5 del libro de Ruey S. Tsay, *Multivariate Time Series Analysis and its applications* (w-tb3n6ms.txt).

TB3 3-month Treasury Bill

TB6 6-month Treasury Bill

```
open ../../datos/LetrasTesoroAmericano3y6meses.gdt
gnuplot TB3 TB6  --time-series --with-lines --output="TB3yTB6.png"
```

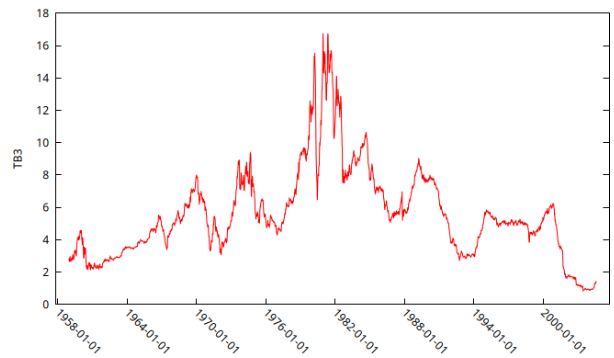


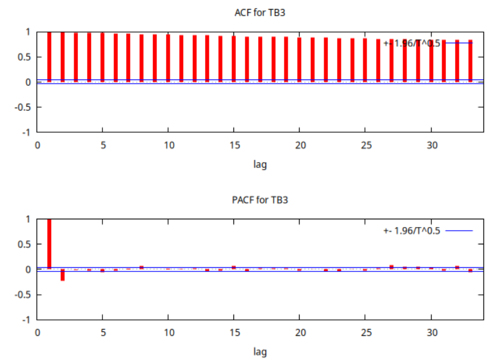
- Ficheros
- Versión en pdf
- Datos: `https://mbujosab.github.io/Econometria-Aplicada/datos/LetrasTesoroAmericano3y6meses.gdt`
- Guión de gretl: LetrasTesoroAmericano3y6meses.inp

Letras a tres meses

Gráfico y correlograma de la serie temporal TB3

```
gnuplot TB3 --time-series --with-lines --output="TB3.png"
corrgm TB3 --plot="TB3ACF-PACF.png"
```





Regresión auxiliar para TB3

Consideremos la regresión

$$\nabla TB3_t = \nu + \delta TB3_{t-1} + \sum_{j=1}^{3} \pi_j \nabla TB3_{t-j} + U_t.$$

Y consideremos la siguiente hipótesis nula acerca del parámetro δ:

$H_0 : \delta = 0$, frente a $H_1 : \delta < 0$

```
diff TB3
RegresionAUX_TB3 <- ols d_TB3 0 TB3(-1) d_TB3(-1) d_TB3(-2) d_TB3(-3)
```

```
Model 2: OLS, using observations 1959-01-09:2004-08-06 (T = 2379)
Dependent variable: d_TB3

             coefficient   std. error   t-ratio   p-value
  --------------------------------------------------------
  const       0.0204353    0.00950288    2.150    0.0316   **
  TB3_1      -0.00371135   0.00152221   -2.438    0.0148   **
  d_TB3_1     0.271457     0.0204924    13.25     1.07e-38 ***
  d_TB3_2    -0.0148460    0.0212326    -0.6992   0.4845
  d_TB3_3     0.0381931    0.0205139     1.862    0.0628   *

Mean dependent var  -0.000513   S.D. dependent var   0.212547
Sum squared resid    99.33579   S.E. of regression   0.204556
R-squared            0.075335   Adjusted R-squared   0.073777
F(4, 2374)           48.35422   P-value(F)           3.80e-39
Log-likelihood       402.1135   Akaike criterion    -794.2269
Schwarz criterion   -765.3547   Hannan-Quinn        -783.7185
rho                 -0.002760   Durbin's h          -4.320544

Excluding the constant, p-value was highest for variable 6 (d_TB3_2)
```

Contraste de la hipótesis nula

Respecto al contraste de la hipótesis nula sobre el parámetro δ de la anterior regresión auxiliar:

$H_0 : \delta = 0$, frente a $H_1 : \delta < 0$

Para el tamaño muestral considerado, y bajo la hipótesis nula, el valor crítico del contraste para un nivel de significación del 5 % es `-2.86`

Contraste aumentado de Dickey Fuller sobre la existencia de una raíz unitaria para TB3

```
adf 3 TB3 --c
```

```
Augmented Dickey-Fuller test for TB3
including 3 lags of (1-L)TB3
sample size 2379
unit-root null hypothesis: a = 1

  test with constant
  model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
  estimated value of (a - 1): -0.00371135
  test statistic: tau_c(1) = -2.43813
  asymptotic p-value 0.1312
  1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.003
  lagged differences: F(3, 2374) = 63.404 [0.0000]
```

Conteste KPSS de estacionariedad para TB3

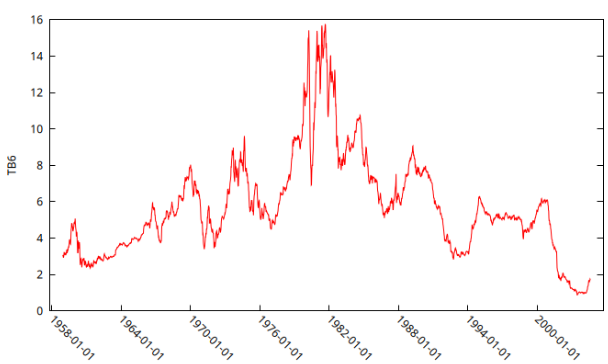
```
kpss 3 TB3
```

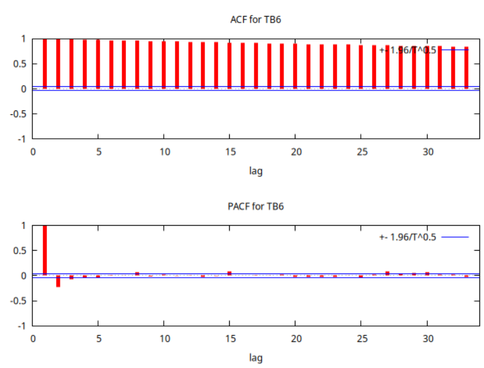
```
KPSS test for TB3

T = 2383
Lag truncation parameter = 3
Test statistic = 8.99282

                   10%      5%      1%
Critical values: 0.348   0.462   0.744
P-value < .01
```

Letras a seis meses

Gráfico y correlograma de la serie temporal TB6

```
gnuplot TB6 --time-series --with-lines --output="TB6.png"
corrgm TB6 --plot="TB6ACF-PACF.png"
```





Regresión auxiliar para TB6

Consideremos la regresión

$$\nabla TB6_t = \nu + \delta TB6_{t-1} + \sum_{j=1}^{3} \pi_j \nabla TB6_{t-j} + U_t.$$

Y consideremos la siguiente hipótesis nula acerca del parámetro δ:

$H_0 : \delta = 0$, frente a $H_1 : \delta < 0$

```
diff TB6
RegresionAUX_TB6 <- ols d_TB6 0 TB6(-1) d_TB6(-1) d_TB6(-2) d_TB6(-3)
```

```
Model 4: OLS, using observations 1959-01-09:2004-08-06 (T = 2379)
Dependent variable: d_TB6

             coefficient   std. error   t-ratio   p-value
  --------------------------------------------------------
  const       0.0188423    0.00868102    2.171    0.0301   **
  TB6_1      -0.00332840   0.00136431   -2.440    0.0148   **
  d_TB6_1     0.273770     0.0204870    13.36     2.52e-39 ***
  d_TB6_2     0.0535491    0.0212198     2.524    0.0117   **
  d_TB6_3     0.0408834    0.0205125     1.993    0.0464   **

Mean dependent var  -0.000509   S.D. dependent var   0.189439
Sum squared resid    77.37722   S.E. of regression   0.180537
R-squared            0.093303   Adjusted R-squared   0.091775
F(4, 2374)           61.07380   P-value(F)           3.60e-49
Log-likelihood       699.2666   Akaike criterion    -1388.533
Schwarz criterion   -1359.661   Hannan-Quinn        -1378.025
rho                 -0.001784   Durbin's h          -2.253222
```

Contraste de la hipótesis nula

Respecto al contraste de la hipótesis nula sobre el parámetro δ de la anterior regresión auxiliar:

$$H_0 : \delta = 0, \text{ frente a } H_1 : \delta < 0$$

Para el tamaño muestral considerado, y bajo la hipótesis nula, el valor crítico del contraste para un nivel de significación del 5 % es `-2.86`

Contraste aumentado de Dickey Fuller sobre la existencia de una raíz unitaria para TB6

```
adf 3 TB6 --c
```

```
Augmented Dickey-Fuller test for TB6
including 3 lags of (1-L)TB6
sample size 2379
unit-root null hypothesis: a = 1

  test with constant
  model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
  estimated value of (a - 1): -0.0033284
  test statistic: tau_c(1) = -2.43963
  asymptotic p-value 0.1308
  1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.002
  lagged differences: F(3, 2374) = 80.572 [0.0000]
```

Conteste KPSS de estacionariedad para TB6

```
kpss 3 TB6
```

```
KPSS test for TB6

T = 2383
Lag truncation parameter = 3
Test statistic = 9.29618

                   10%      5%      1%
Critical values: 0.348   0.462   0.744
P-value < .01
```

Contraste de cointegración de Engle y Granger

```
coint 3 TB3 TB6
```

```
Step 1: testing for a unit root in TB3

Augmented Dickey-Fuller test for TB3
including 3 lags of (1-L)TB3
sample size 2379
unit-root null hypothesis: a = 1

  test with constant
  model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
  estimated value of (a - 1): -0.00371135
  test statistic: tau_c(1) = -2.43813
  asymptotic p-value 0.1312
  1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.003
  lagged differences: F(3, 2374) = 63.404 [0.0000]

Step 2: testing for a unit root in TB6

Augmented Dickey-Fuller test for TB6
including 3 lags of (1-L)TB6
sample size 2379
unit-root null hypothesis: a = 1

  test with constant
  model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
  estimated value of (a - 1): -0.0033284
  test statistic: tau_c(1) = -2.43963
  asymptotic p-value 0.1308
  1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.002
  lagged differences: F(3, 2374) = 80.572 [0.0000]

Step 3: cointegrating regression

Cointegrating regression -
OLS, using observations 1958-12-12:2004-08-06 (T = 2383)
Dependent variable: TB3

             coefficient   std. error   t-ratio   p-value
  --------------------------------------------------------
  const       -0.227230    0.0103472    -21.96    1.73e-97 ***
  TB6          1.01277     0.00162648   622.7     0.0000   ***

Mean dependent var   5.595682   S.D. dependent var   2.766766
Sum squared resid    111.2926   S.E. of regression   0.216199
R-squared            0.993896   Adjusted R-squared   0.993894
Log-likelihood       269.3694   Akaike criterion    -534.7387
Schwarz criterion   -523.1865   Hannan-Quinn        -530.5345
rho                  0.917536   Durbin-Watson        0.164916

Step 4: testing for a unit root in uhat

Augmented Dickey-Fuller test for uhat
including 3 lags of (1-L)uhat
sample size 2379
unit-root null hypothesis: a = 1

  test without constant
  model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
  estimated value of (a - 1): -0.0714629
  test statistic: tau_c(2) = -8.40176
  asymptotic p-value 3.55e-13
  1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.001
  lagged differences: F(3, 2375) = 31.962 [0.0000]

There is evidence for a cointegrating relationship if:
(a) The unit-root hypothesis is not rejected for the individual variables, and
(b) the unit-root hypothesis is rejected for the residuals (uhat) from the
    cointegrating regression.
```

Regresión de los tipos a 3 meses sobre los tipos a 6 meses

```
MCO3sobre6 <- ols TB3 0 TB6
modtest --normality --quiet
modtest --white --quiet
modtest --autocorr 1 --quiet
```

```
Model 8: OLS, using observations 1958-12-12:2004-08-06 (T = 2383)
Dependent variable: TB3

             coefficient   std. error   t-ratio   p-value
  --------------------------------------------------------
  const       -0.227230    0.0103472    -21.96    1.73e-97 ***
  TB6          1.01277     0.00162648   622.7     0.0000   ***

Mean dependent var   5.595682   S.D. dependent var   2.766766
Sum squared resid    111.2926   S.E. of regression   0.216199
R-squared            0.993896   Adjusted R-squared   0.993894
F(1, 2381)           387722.5   P-value(F)           0.000000
Log-likelihood       269.3694   Akaike criterion    -534.7387
Schwarz criterion   -523.1865   Hannan-Quinn        -530.5345
rho                  0.917536   Durbin-Watson        0.164916


Test for null hypothesis of normal distribution:
Chi-square(2) = 1605.555 with p-value 0.00000


White's test for heteroskedasticity

Test statistic: TR^2 = 334.788512,
with p-value = P(Chi-square(2) > 334.788512) = 0.000000


Breusch-Godfrey test for first-order autocorrelation

Test statistic: LMF = 12669.718945,
with p-value = P(F(1,2380) > 12669.7) = 0

Alternative statistic: TR^2 = 2006.146451,
with p-value = P(Chi-square(1) > 2006.15) = 0

Ljung-Box Q' = 2008.6,
with p-value = P(Chi-square(1) > 2008.6) = 0
```

Regresión en primeras diferencias

```
diff TB3 TB6
MCO3sobre6_en_Diff <- ols d_TB3 0 d_TB6
modtest --normality --quiet
modtest --white --quiet
modtest --autocorr 2 --quiet
```

```
Model 10: OLS, using observations 1958-12-19:2004-08-06 (T = 2382)
Dependent variable: d_TB3

             coefficient   std. error    t-ratio     p-value
  ----------------------------------------------------------
  const      8.20245e-06   0.00179898     0.004560   0.9964
  d_TB6      1.02172       0.00950382   107.5        0.0000  ***

Mean dependent var  -0.000575   S.D. dependent var   0.212426
Sum squared resid    18.34704   S.E. of regression   0.087800
R-squared            0.829239   Adjusted R-squared   0.829167
F(1, 2380)           11557.57   P-value(F)           0.000000
Log-likelihood       2415.765   Akaike criterion    -4827.531
```

```
Schwarz criterion   -4815.979   Hannan-Quinn        -4823.327
rho                  0.042154   Durbin-Watson        1.915514


Test for null hypothesis of normal distribution:
Chi-square(2) = 3551.267 with p-value 0.00000


White's test for heteroskedasticity

Test statistic: TR^2 = 271.546715,
with p-value = P(Chi-square(2) > 271.546715) = 0.000000


Breusch-Godfrey test for autocorrelation up to order 2

Test statistic: LMF = 57.661126,
with p-value = P(F(2,2378) > 57.6611) = 3.52e-25

Alternative statistic: TR^2 = 110.173325,
with p-value = P(Chi-square(2) > 110.173) = 1.19e-24

Ljung-Box Q' = 108.32,
with p-value = P(Chi-square(2) > 108.32) = 3.01e-24
```

Preguntas

Pregunta 1

Discuta de todas las formas posibles si las series temporales de letras del tesoro norteamericano a tres meses (`TB3`) y a seis meses (`TB6`) son estacionarias en media (i.e., son la realización de procesos estocásticos estacionarios en media), usando para ello los resultados de los apartados Letras a tres meses y Letras a seis meses así como sus subapartados.

(Respuesta 1)

Pregunta 2

Discuta si las series temporales `TB3` y `TB6` están cointegradas, a partir de los resultados del apartado Contraste de cointegración de Engle y Granger.

(Respuesta 2)

Pregunta 3

¿Qué relación existe entre el contraste de la hipótesis $H_0 : \delta = 0$ para la Regresión auxiliar para TB3 y el Contraste aumentado de Dickey Fuller sobre la existencia de una raíz unitaria para TB3?

¿Qué relación existe entre el contraste de la hipótesis $H_0 : \delta = 0$ para la Regresión auxiliar para TB6 y el Contraste aumentado de Dickey Fuller sobre la existencia de una raíz unitaria para TB6?

(Respuesta 3)

Pregunta 4

Los listados de la Regresión de los tipos a 3 meses sobre los tipos a 6 meses y la Regresión en primeras diferencias muestran los principales resultados obtenidos al estimar por MCO dos modelos de regresión.

Resuma y comente los resultados de estimación y diagnosis que le parezcan más relevantes para cada uno de los modelos (el primero en niveles y el segundo en diferencias).

¿Detecta alguna desviación del cumplimiento de las hipótesis habituales en dichos modelos?

(Respuesta 4)

Respuestas

Respuesta 1

Ambas series (`TB3` y `TB6`) parecen ser NO estacionarias en media,

- Analizando los gráficos de las series, ambas parecen tener una tendencia estocástica sin deriva.
- Ambas funciones de autocorrelación (FAC) muestran persistencia (sus coeficientes decrecen despacio y a un ritmo aproximadamente lineal); y el primer coeficiente de la PACF está próximo a uno en ambos casos.
- En ambos casos el contraste Dickey-Fuller aumentado no rechaza la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria ni al 1 %, ni al 5 %, ni tampoco al 10 % de significación.
- En consonancia con lo anterior, en ambos casos el test KPSS rechaza contundentemente que las series sean estacionarias.
- Además (aunque el enunciado no hace referencia a la sección ”Contraste de cointegración de Engle y Granger”), los test ADF calculados en las etapas 1 y 2 no rechazan la hipótesis (raíz unitaria) pues, de hecho, son los mismos test mostrados más arriba.

  Aclaraciones a algunas respuestas incorrectas en los exámenes:

  - Las regresiones auxiliares corresponden al contraste Dickey-Fuller (en este caso Dickey-Fuller *aumentado* por incluir tanto un término constante como tres retardos de la variable). **De este contraste solo nos interesa el ratio** t (parámetro estimado dividido por desviación típica) para δ (la pendiente correspondiente al primer retardo de la variable).

    Dicho ratio, bajo la H_0 de que la serie es $I(1)$, no tiene la habitual distribución t-student. Por eso se compara el ratio con unas tablas especiales (las del Dickey-Fuller aumentado con constante, tres retardos y en tamaño muestral correspondiente) que para una significación del 5 % arrojan un valor crítico de `-2.86` como se indica tras los resultados de la regresión.

    El valor de R^2 o los criterios de información, o cualquier otro estadístico no nos importan (esta regresión auxiliar no trata de encontrar un modelo para la serie, solo pretende contrastar si hay una raíz unitaria, es decir, contrastar si $\delta = 0$). Por último, **que el R^2 sea bajo NO indica ni que la serie sea estacionaria ni que no lo sea**.

(Pregunta 1)

Respuesta 2

El resumen de las distintas etapas del test de cointegración son:

Etapa 1 El test ADF no rechaza que la serie `TB3` sea I(1) para niveles de significación inferiores al 13 % (p-valor asintótico `0,1312`).

Etapa 2 El test ADF no rechaza que la serie `TB6` sea I(1) para niveles de significación inferiores al 13 % (p-valor asintótico `0,1308`).

Etapa 3 En la regresión (cointegrante) de las letras a 3 meses sobre las letras a 6 meses la pendiente es muy significativa, y el R^2 está próximo a 1.

Etapa 4 El test ADF rechaza **contundentemente** que los residuos de la regresión cointegrante sean I(1) a casi cualquier nivel de significación (p-valor asintótico `0.000000000000355`)

Por lo que podemos concluir que, siendo las series `TB3` y `TB6` no estacionarias (etapas 1 y 2), la regresión cointegrante muestra que existe una estrecha y significativa relación entre ellas (etapa 3) con residuos estacionarios (etapa 4). En otras palabras, aunque `TB3` y `TB6` no son estacionarias en media, la diferencia entre ellas $TB3 - \widehat{\beta_2}TB6$ sí es estacionaria en media. Consecuentemente, el test NO rechaza la cointegración de los tipos de interés a 3 y 6 meses.

Aclaraciones a algunas respuestas incorrectas en los exámenes:

- La etapa 3 es tan importante como el resto de etapas (en dicha etapa 3 lo importante es que la pendiente sea significativa y que el ajuste no sea despreciable, pues indica que una serie ajusta parcialmente los datos de la otra). Las otras etapas añaden que ambas series son no estacionarias en media, pero los residuos sí son estacionarios, es decir, que $y_t - \widehat{cte} - \widehat{\beta_2} x_t$ (i.e. los residuos) es una serie estacionaria en media.
- En la regresión cointegrante, la interpretación de la constante es que, en media, el tipo de interés `TB3` es `-0,227230` puntos más bajo que el `TB6`. Si se fija en la primera gráfica con ambas series se puede apreciar que en casi todo el periodo muestral `TB3` (en verde) se encuentra ligeramente por debajo de `TB6` (en naranja). Es decir, su interpretación **NO ES** que la media de `TB3` sea negativa (basta mirar el gráfico para constatar que su media no es negativa).

(Pregunta 2)

Respuesta 3

Precisamente, ambas regresiones auxiliares son las que se han empleado en los respectivos contrastes ADF (en este caso incluyendo tres retardos)

$$\nabla Y_t = \nu + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{3} \pi_j \nabla Y_{t-j} + U_t,$$

un $\delta = 0$ implica, bajo la hipótesis de que la serie Y_t es $I(1)$, que la primera diferencia es estacionaria en media, pues

$$Y_t - Y_{t-1} = \nu + \underbrace{\sum_{j=1}^{3} \pi_j \nabla Y_{t-j}}_{I(0)} + U_t.$$

Bajo la hipótesis H_0 de que la serie Y_t es $I(1)$, el ratio t correspondiente al parámetro δ no se distribuye como una t-student, por lo que el estadístico t y el correspondiente p-valor mostrados en las regresiones auxiliares no son válidos. Por eso el contraste ADF emplea unos valores críticos distintos (en este ejemplo `-2.86`). Como los ratios t (`-2,438` y `-2,440`) no superan el valor crítico, no se rechaza la hipótesis nula $\delta = 0$, es decir, no se rechaza que las series sean $I(0)$ (nótese que la hipótesis alternativa es $\delta < 0$, y que por tanto el contraste es de una sola cola: la cola izquierda; por tanto, para rechazar la hipótesis el ratio debería tomar valores a la izquierda de `-2.86`).

(Pregunta 3)

Respuesta 4

Regresión de los tipos a 3 meses sobre los tipos a 6 meses Los coeficientes estimados son muy significativos. El ajuste del modelo, medido por el valor del R^2 es muy elevado, pero los contrastes rechazan las hipótesis habituales de distribución normal, homocedasticidad y ausencia de autocorrelación en los residuos.

Regresión en primeras diferencias El único coeficiente significativo es la pendiente (es decir, al diferenciar las series NO desaparece la relación entre ellas; como cabe esperar entre series cointegradas), y el ajuste del modelo, medido por el valor del R^2, es superior al 80 %. Los contrastes residuales rechazan las hipótesis habituales de distribución normal, homocedasticidad y ausencia de autocorrelación en los residuos.

Aclaraciones a algunas respuestas incorrectas en los exámenes

- Un coeficiente de determinación (R^2) muy elevado indica un buen **ajuste** de los datos. Eso no significa una buena *explicación* (no confunda lo que es un *ajuste* con lo que es una *explicación*… si no lo entiende, repase el concepto de correlación espuria).
- En un modelo de regresión con constante, el coeficiente de determinación (R^2) indica el porcentaje de la varianza de los datos del regresando que es replicada por los datos de los regresores (es una medida de *ajuste de los datos*).
- La lectura de los criterios de información o del coeficiente de determinación *ajustado* es diferente al del R^2. Dichos estadísticos sirven para comparar modelos con el mismo regresando. Por eso no tiene sentido comparar dichos estadísticos para un modelo de `TB3` y otro para su primera diferencia `d_TB3` (al ser regresandos distintos, no cabe la comparación). Fíjese que en mi respuesta solo indico la magnitud del R^2 en cada modelo, pero no los comparo entre si.

  Los valores de los criterios de información no nos indican la calidad del modelo; es la comparación de dichos valores entre modelos distintos la que nos indica comparativamente determinadas cualidades de dichos modelos.
- Las hipótesis habituales y que se han contrastado como hipótesis nulas (H_0) en las salidas de Gretl son:
  1. **Distribución normal** (o gaussiana) de las perturbaciones
  2. **Homocedasticidad** (que la varianza de las perturbaciones es constante a lo largo de la muestra). Cuando las perturbaciones no son homocedásticas se dice que son *heterocedásticas*. Por tanto la H_0 es la *homocedasticidad* (igual varianza) y NO la *heterocedasticidad*.
  3. ***Ausencia*** **de autocorrelación** en las perturbaciones (es decir que no hay autocorrelación). Por tanto, rechazar esta H_0 significa que vamos a asumir que hay autocorrelación.
- El teorema de Gauss-Markov NO exige la distribución normal… pero SI exige homocedasticidad y ausencia de autocorrelación. Por tanto las estimaciones de las dos regresiones NO son eficientes en el sentido de Gauss-Markov (tampoco en el máximo-verosímil).

(Pregunta 4)

Aclaraciones generales

- En un contraste de hipótesis NO se rechaza ni el test, ni el contraste, ni el p-valor, etc. **Se rechaza una hipótesis nula**, y cada contraste corresponde a una hipótesis particular. Por tanto, siempre se debe enunciar en qué consiste la hipótesis en cuestión. Limitarse a decir que se rechaza la hipótesis nula **no indica nada si no se explicita cuál es la hipótesis**… del mismo modo que tampoco estoy informando de nada a quien me pregunta por el destino de mi último viaje si le contesto… "pues es donde estuve").
- Hablar de la significatividad de un parámetro es un modo abreviado de decir que se rechaza la hipótesis de que el parámetro sea cero. Así que decir que un parámetro es no significativo es un modo de decir *no rechazamos la hipótesis de que sea cero*.

  La significatividad se refiere a un parámetro, hablar de la significatividad de un p-valor NO TIENE NINGÚN SENTIDO (el p-valor es una probabilidad y no un parámetro). Afirmar que los datos son (estadísticamente) significativos tiene el mismo sentido que decir que un atardecer es muy esdrújulo o un teorema muy longevo.
- La significación (o nivel de significación) α es una probabilidad fijada a priori que sirve para estableces los valores críticos de un contraste limitando la probabilidad de cometer el error tipo I bajo la hipótesis nula del contraste. Decir que la variable de un modelo tiene un alto nivel de significación NO TIENE NINGÚN SENTIDO (pero decir que es estadísticamente significativa SÍ).

- Correlación (tiene que ver con los momentos de una variable) y regresión (es un modelo) son conceptos muy distintos. Consecuentemente también lo son autocorrelación (entre variables) y la expresión AR(p) (que es una abreviatura de modelo autorregresivo de orden p). Así pues, las variables pueden mostrar autocorrelación (PERO NO AUTORREGRESIÓN), y se contrasta la ausencia de autocorrelación (NO AUTORREGRESIÓN). En el correlograma, el primer palote representa la magnitud de la autocorrelación de orden 1 (eso NO ES UN AR(1)... recuerde que un AR(1) es un modelo y el palote representa el valor de un parámetro).
- Un proceso estocástico cuyo modelo univariante posee un polinomio AR (o polinomio autorregresivo) con raíces en el círculo unidad no es estacionario. Pero un proceso no estacionario no tiene por que tener un modelo con raíces autorregresivas en el círculo unidad (su modelo puede no tener nada que ver con los modelos ARIMA). El curso solo ha tratado con modelos univariantes ARIMA, pero dichos modelos no cubren todos los posibles procesos estocásticos.
- En las salidas de Gretl aparecen expresiones como `(1-L)`, en dichas expresiones, `L` es el operador retardo (que en otros programas o libros también se denota con `B`). Por tanto el símbolo `L` NADA TIENE QUE VER CON LOS LOGARITMOS.