

# 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](#)).

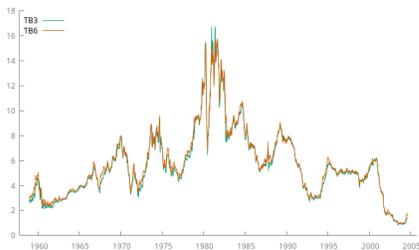
TB3 3-month Treasury Bill

TB6 6-month Treasury Bill

---

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

---



- Ficheros <https://github.com/mbujosab/EconometriaAplicada-SRC/tree/main/Ejercicios>
  - Versión en [pdf](#)
  - Datos: [LetrasTesoroAmericano3y6meses.gdt](#)
  - Guión de gretl: [LetrasTesoroAmericano3y6meses.inp](#)

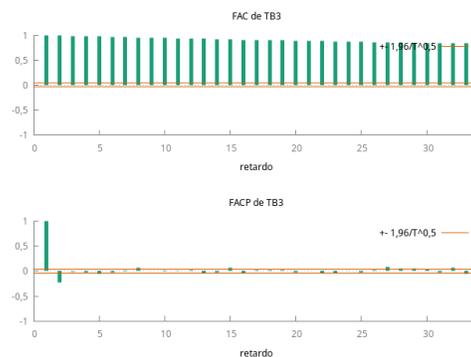
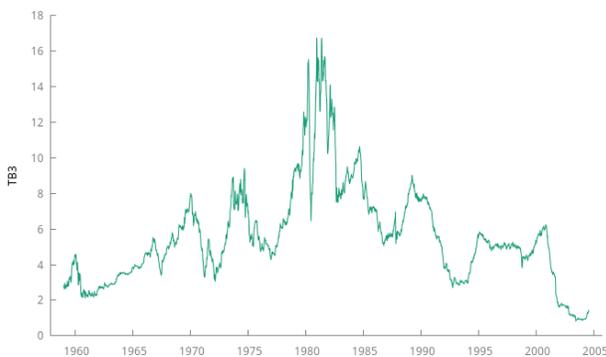
## Letras a tres meses

### Gráfico y correlograma de la serie temporal TB3

---

```
gnuplot TB3 --time-series --with-lines --output="TB3.png"
corrgram 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  $\delta$ :

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

---

```
diff TB3
RegressionAUX_TB3 <- ols d_TB3 0 TB3(-1) d_TB3(-1) d_TB3(-2) d_TB3(-3)
```

---

Modelo 2: MCO, usando las observaciones 1959-01-09:2004-08-06 (T = 2379)  
Variable dependiente: d\_TB3

	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
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 *
Media de la vble. dep.	-0,000513	D.T. de la vble. dep.	0,212547	
Suma de cuad. residuos	99,33579	D.T. de la regresión	0,204556	
R-cuadrado	0,075335	R-cuadrado corregido	0,073777	
F(4, 2374)	48,35422	Valor p (de F)	3,80e-39	
Log-verosimilitud	402,1135	Criterio de Akaike	-794,2269	
Criterio de Schwarz	-765,3547	Crit. de Hannan-Quinn	-783,7185	
rho	-0,002760	h de Durbin	-4,320544	

Sin considerar la constante, el valor p más alto fue el de la variable 6 (d\_TB3\_2)

### Contraste de la hipótesis nula

Respecto al contraste de la hipótesis nula sobre el parámetro  $\delta$  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 TB3

---

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

---

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para TB3  
incluyendo 3 retardos de (1-L)TB3  
tamaño muestral 2379  
la hipótesis nula de raíz unitaria es: [a = 1]

```
contraste con constante
modelo: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
valor estimado de (a - 1): -0,00371135
estadístico de contraste: tau_c(1) = -2,43813
valor p asintótico 0,1312
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: -0,003
diferencias retardadas: F(3, 2374) = 63,404 [0,0000]
```

## Conteste KPSS de estacionariedad para TB3

kpss 3 TB3

Contraste KPSS para TB3

T = 2383

Parámetro de truncamiento de los retardos = 3

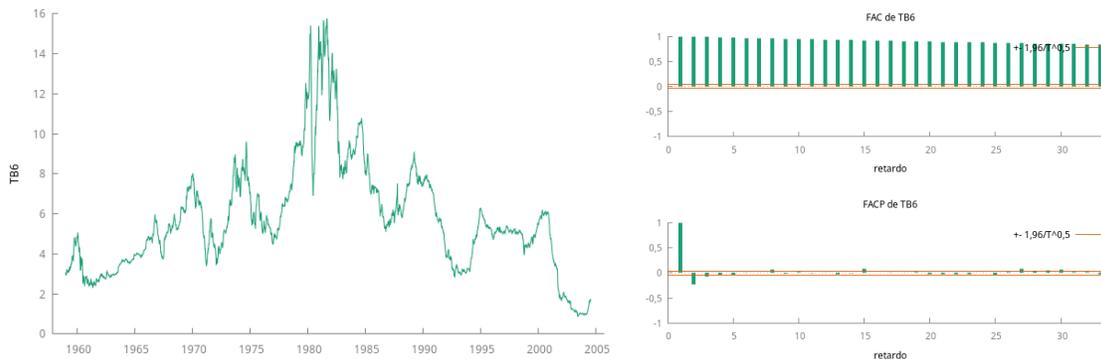
Estadístico de contraste = 8,99282

Valores críticos: 10% 0,348    5% 0,462    1% 0,744  
 Valor p < .01

## Letras a seis meses

### Gráfico y correlograma de la serie temporal TB6

```
gnuplot TB6 --time-series --with-lines --output="TB6.png"
corrgram 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  $\delta$ :

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

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

Modelo 4: MCO, usando las observaciones 1959-01-09:2004-08-06 (T = 2379)  
 Variable dependiente: d\_TB6

	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p	
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	**

Media de la vble. dep.	-0,000509	D.T. de la vble. dep.	0,189439
Suma de cuad. residuos	77,37722	D.T. de la regresión	0,180537
R-cuadrado	0,093303	R-cuadrado corregido	0,091775
F(4, 2374)	61,07380	Valor p (de F)	3,60e-49
Log-verosimilitud	699,2666	Criterio de Akaike	-1388,533
Criterio de Schwarz	-1359,661	Crit. de Hannan-Quinn	-1378,025
rho	-0,001784	h de Durbin	-2,253222

### Contraste de la hipótesis nula

Respecto al contraste de la hipótesis nula sobre el parámetro  $\delta$  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
```

---

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para TB6  
incluyendo 3 retardos de (1-L)TB6  
tamaño muestral 2379  
la hipótesis nula de raíz unitaria es: [a = 1]

```

contraste con constante
modelo: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
valor estimado de (a - 1): -0,0033284
estadístico de contraste: tau_c(1) = -2,43963
valor p asintótico 0,1308
Coef. de autocorrelación de primer orden de e: -0,002
diferencias retardadas: F(3, 2374) = 80,572 [0,0000]
```

### Conteste KPSS de estacionariedad para TB6

---

```
kpss 3 TB6
```

---

Contraste KPSS para TB6

```

T = 2383
Parámetro de truncamiento de los retardos = 3
Estadístico de contraste = 9,29618
```

```

          10%      5%      1%
Valores críticos: 0,348  0,462  0,744
Valor p < .01
```

### Contraste de cointegración de Engle y Granger

---

```
coint 3 TB3 TB6
```

---

Etapla 1: contrastando la existencia de una raíz unitaria en TB3

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para TB3  
incluyendo 3 retardos de (1-L)TB3  
tamaño muestral 2379  
la hipótesis nula de raíz unitaria es: [a = 1]

contraste con constante  
 modelo:  $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$   
 valor estimado de  $(a - 1)$ : -0,00371135  
 estadístico de contraste:  $\tau_c(1) = -2,43813$   
 valor p asintótico 0,1312  
 Coef. de autocorrelación de primer orden de  $e$ : -0,003  
 diferencias retardadas:  $F(3, 2374) = 63,404 [0,0000]$

Etapa 2: contrastando la existencia de una raíz unitaria en TB6

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para TB6  
 incluyendo 3 retardos de  $(1-L)TB6$   
 tamaño muestral 2379  
 la hipótesis nula de raíz unitaria es:  $[a = 1]$

contraste con constante  
 modelo:  $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$   
 valor estimado de  $(a - 1)$ : -0,0033284  
 estadístico de contraste:  $\tau_c(1) = -2,43963$   
 valor p asintótico 0,1308  
 Coef. de autocorrelación de primer orden de  $e$ : -0,002  
 diferencias retardadas:  $F(3, 2374) = 80,572 [0,0000]$

Etapa 3: regresión cointegrante

Regresión cointegrante -  
 MCO, usando las observaciones 1958-12-12:2004-08-06 (T = 2383)  
 Variable dependiente: TB3

	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
const	-0,227230	0,0103472	-21,96	1,73e-97 ***
TB6	1,01277	0,00162648	622,7	0,0000 ***
Media de la vble. dep.	5,595682	D.T. de la vble. dep.	2,766766	
Suma de cuad. residuos	111,2926	D.T. de la regresión	0,216199	
R-cuadrado	0,993896	R-cuadrado corregido	0,993894	
Log-verosimilitud	269,3694	Criterio de Akaike	-534,7387	
Criterio de Schwarz	-523,1865	Crit. de Hannan-Quinn	-530,5345	
rho	0,917536	Durbin-Watson	0,164916	

Etapa 4: contrastando la existencia de una raíz unitaria en uhat

Contraste aumentado de Dickey-Fuller para uhat  
 incluyendo 3 retardos de  $(1-L)uhat$   
 tamaño muestral 2379  
 la hipótesis nula de raíz unitaria es:  $[a = 1]$

contraste sin constante  
 modelo:  $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$   
 valor estimado de  $(a - 1)$ : -0,0714629  
 estadístico de contraste:  $\tau_c(2) = -8,40176$   
 valor p asintótico 3,55e-13  
 Coef. de autocorrelación de primer orden de  $e$ : -0,001  
 diferencias retardadas:  $F(3, 2375) = 31,962 [0,0000]$

Hay evidencia de una relación cointegrante si:

- (a) La hipótesis de existencia de raíz unitaria no se rechaza para las variables individuales y
- (b) La hipótesis de existencia de raíz unitaria se rechaza para los residuos (uhat) de la regresión cointegrante.

## 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
```

---

Modelo 8: MCO, usando las observaciones 1958-12-12:2004-08-06 (T = 2383)  
 Variable dependiente: TB3

	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
const	-0,227230	0,0103472	-21,96	1,73e-97 ***
TB6	1,01277	0,00162648	622,7	0,0000 ***
Media de la vble. dep.	5,595682	D.T. de la vble. dep.	2,766766	
Suma de cuad. residuos	111,2926	D.T. de la regresión	0,216199	
R-cuadrado	0,993896	R-cuadrado corregido	0,993894	
F(1, 2381)	387722,5	Valor p (de F)	0,000000	
Log-verosimilitud	269,3694	Criterio de Akaike	-534,7387	
Criterio de Schwarz	-523,1865	Crit. de Hannan-Quinn	-530,5345	
rho	0,917536	Durbin-Watson	0,164916	

Contraste de la hipótesis nula de distribución Normal:  
 Chi-cuadrado(2) = 1605,555 con valor p 0,00000

Contraste de heterocedasticidad de White

Estadístico de contraste:  $TR^2 = 334,788512$ ,  
 con valor p =  $P(\text{Chi-cuadrado}(2) > 334,788512) = 0,000000$

Contraste de Breusch-Godfrey para autocorrelación de primer orden

Estadístico de contraste: LMF = 12669,718945,  
 con valor p =  $P(F(1,2380) > 12669,7) = 0$

Estadístico alternativo:  $TR^2 = 2006,146451$ ,  
 con valor p =  $P(\text{Chi-cuadrado}(1) > 2006,15) = 0$

Ljung-Box  $Q' = 2008,6$ ,  
 con valor p =  $P(\text{Chi-cuadrado}(1) > 2008,6) = 0$

## 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
```

Modelo 10: MCO, usando las observaciones 1958-12-19:2004-08-06 (T = 2382)  
 Variable dependiente: d\_TB3

	coeficiente	Desv. típica	Estadístico t	valor p
const	8,20245e-06	0,00179898	0,004560	0,9964
d_TB6	1,02172	0,00950382	107,5	0,0000 ***
Media de la vble. dep.	-0,000575	D.T. de la vble. dep.	0,212426	
Suma de cuad. residuos	18,34704	D.T. de la regresión	0,087800	
R-cuadrado	0,829239	R-cuadrado corregido	0,829167	
F(1, 2380)	11557,57	Valor p (de F)	0,000000	
Log-verosimilitud	2415,765	Criterio de Akaike	-4827,531	
Criterio de Schwarz	-4815,979	Crit. de Hannan-Quinn	-4823,327	
rho	0,042154	Durbin-Watson	1,915514	

Contraste de la hipótesis nula de distribución Normal:  
 Chi-cuadrado(2) = 3551,267 con valor p 0,00000

Contraste de heterocedasticidad de White

Estadístico de contraste:  $TR^2 = 271,546715$ ,  
con valor  $p = P(\text{Chi-cuadrado}(2) > 271,546715) = 0,000000$

Contraste de Breusch-Godfrey para autocorrelación hasta el orden 2

Estadístico de contraste: LMF = 57,661126,  
con valor  $p = P(F(2,2378) > 57,6611) = 3,52e-25$

Estadístico alternativo:  $TR^2 = 110,173325$ ,  
con valor  $p = P(\text{Chi-cuadrado}(2) > 110,173) = 1,19e-24$

Ljung-Box  $Q' = 108,32$ ,  
con valor  $p = P(\text{Chi-cuadrado}(2) > 108,32) = 3,01e-24$

## 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.

Resume 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  $\delta$  (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:

**Etapas 1 y 2** El test ADF no rechaza que la serie TB3 sea  $I(1)$  para niveles de significación inferiores al 13 % (p-valor asintótico 0,1312).

**Etapas 3 y 4** El test ADF no rechaza que la serie TB6 sea  $I(1)$  para niveles de significación inferiores al 13 % (p-valor asintótico 0,1308).

**Etapas 5 y 6** 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.

**Etapas 7 y 8** 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  $TB3 - \hat{\beta}_2 TB6$  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 el ajuste elevado, pues indica que una serie ajusta 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  $\delta$  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 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 sí.

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). Afirmando 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)  $\alpha$  es una probabilidad fijada a priori que sirve para establecer 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.