

# Lección 9.B — Tipos de interés a corto y largo plazo

Marcos Bujosa

## Objetivo de la práctica

Guión: [P-L09-B-TiposDeInteresACortoYLargo.inp](#)

### Datos

Datos trimestrales (1952Q2–1970Q4). Tipos de interés a corto y a largo plazo en el Reino Unido.

*(Estos datos me los pasó el Profesor Miguel Jerez hace tiempo. Desconozco la fuente original)*

Descarga de datos [https://github.com/mbujosab/TimeSeriesData/blob/main/UK\\_Interest\\_rates.csv](https://github.com/mbujosab/TimeSeriesData/blob/main/UK_Interest_rates.csv)

### Objetivo

1. Analizar si los tipos a corto y largo plazo están cointegrados; y que por tanto la correlación entre los tipos a corto y largo plazo no es espuria.

Comencemos cargando los datos:

**Archivo -->Abrir datos -->Archivo de usuario** y en la ventana emergente busque el fichero `UK_Interest_rates.csv` que previamente ha descargado desde [aquí](#).

*o bien teclee en línea de comandos:*

```
open RutaAlDirectorioDelFichero/UK_Interest_rates.csv
setobs 4 1952:2
setinfo Short --description="US Short"
setinfo Long --description="Incidencia de melanoma en la población masculina de Connecticut"
```

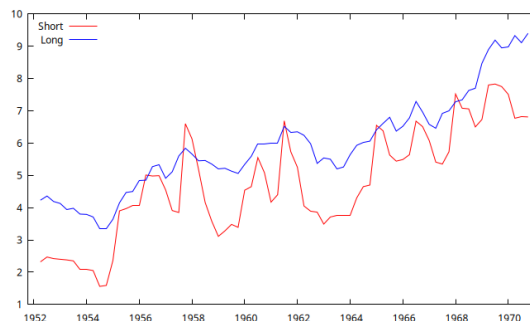
donde `RutaAlDirectorioDelFichero` es la ruta al directorio donde guardó el fichero `GNPvsMelanoma.csv`

## Actividad 1 - Dibujar ambas series en un mismo gráfico

Marque las series `Short` y `Long`. Pulse sobre ellas con el botón derecho del ratón. En el menú desplegable seleccione **Gráfico de Series Temporales** (indique representar en un único gráfico).

*o bien teclee en línea de comandos:*

```
gnuplot Short Long --time-series --with-lines --output="ShortyLong.png"
```



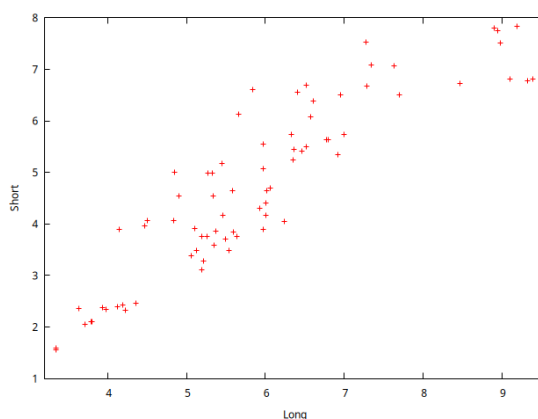
1. ¿Tienen tendencia estas series temporales?
2. ¿Hay una tendencia común a ambas series?
3. ¿lo podemos saber con seguridad solo mirando el gráfico?

## Actividad 2 - Dibujar el diagrama de dispersión y calcular la correlación

Marque las series **Short** y **Long**. Pulse sobre ellas con el botón derecho del ratón. En el menú desplegable seleccione **Gráfico de dispersión XY** (elija como variable del eje X **Long** y marque suprimir la recta estimada).

o bien teclee en línea de comandos:

```
gnuplot Short Long --fit=none --output="ScatterPlotShortyLong.png"
```



### Calcular la correlación entre ambas series

Marque las series **Short** y **Long**. Pulse sobre ellas con el botón derecho del ratón. En el menú desplegable seleccione **Matriz de correlación**

o bien teclee en línea de comandos:

```
corr Short Long
```

- ¿Qué correlación hay? ¿Es elevada?
- ¿Significa que una de las variables influye en la otra?
- ¿Significa que hay una causa común que influyen en ambas?
- ¿Significa que quizá hay alguna relación de causalidad entre ambas (por remota que sea)?

Como en el caso anterior que haya correlación nunca significa que haya relación causal.

La lectura siempre en la otra dirección: *si hay relación causal, probablemente veamos una fuerte correlación.*

## Actividad 3 - Regrese la primera diferencia de los tipos a corto sobre la diferencia de los tipos a largo

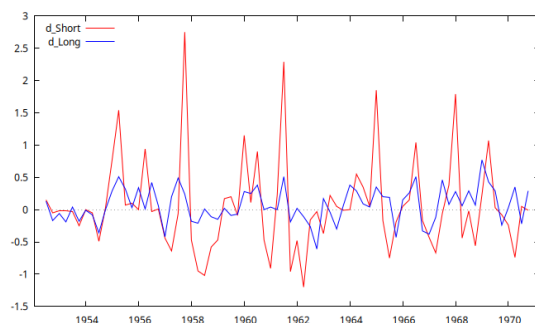
1. Incluya las primeras diferencias de **Short** y **Long**

2. Dibuje ambas series diferenciadas. ¿Parecen *ser estacionarias en media*? ¿Son Short y Long aparentemente  $I(1)$ ?
3. ¿Están correladas?
4. Regrese d\_Short sobre d\_Long
5. Observe los resultados de la regresión.
  - ¿Son significativos los parámetros? ¿cuales sí y cuales no? (compare esto con lo que pasaba en el ejemplo anterior)
  - ¿Reproduce el modelo parte de la varianza de d\_Short?

## Análisis gráfico y coeficiente de correlación

Realice los pasos con la interfaz gráfica y los menús desplegables, o bien teclee en línea de comandos:

```
diff Short Long
gnuplot d_Short d_Long --time-series --with-lines --output="d_Shortyd_Long.png"
corr d_Short d_Long
corr Short Long
```



## Regresión en primeras diferencias

Estime el modelo mediante los menús desplegables: **Modelo -> Mínimos Cuadrados Ordinarios**; indique a **Gretl** el regresando y regresor y pulse **Aceptar**.

o bien teclee en línea de comandos:

```
ols d_Short 0 d_Long
```

Model 2: OLS, using observations 1952:3-1970:4 (T = 74)

Dependent variable: d\_Short

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.0273645	0.0773056	-0.3540	0.7244
d_Long	1.26015	0.280995	4.485	2.70e-05 ***
Mean dependent var	0.060676	S.D. dependent var	0.722515	
Sum squared resid	29.78754	S.E. of regression	0.643207	
R-squared	0.218340	Adjusted R-squared	0.207484	
F(1, 72)	20.11170	P-value(F)	0.000027	
Log-likelihood	-71.33238	Akaike criterion	146.6648	
Schwarz criterion	151.2729	Hannan-Quinn	148.5030	
rho	-0.085839	Durbin-Watson	2.166905	

Fíjese que ocurre justo lo esperado si hay una relación de tipo

$$y = \beta_1 \mathbf{1} + \beta_2 x + u$$

Al tomar diferencias el único parámetro significativo es la pendiente. La constante ya no es significativa y el R cuadrado del ajuste no es despreciable. De hecho, el modelo reproduce más del 20 % de la varianza del regresando.

## Actividad 5 - Ajuste los tipos corto plazo en función de los tipos a largo

Veamos si las series en niveles pueden estar cointegradas. Para ello debemos analizar los residuos de la regresión de **Short** sobre **Long**.

1. Regrese **Short** sobre **Long**
2. Observe los resultados de la regresión.
  - ¿Son significativos los parámetros?
  - ¿Reproduce el modelo parte de la varianza de **Short**?
3. Dibuje los residuos de la regresión. ¿Parecen “estacionarios en media”? dicho de otra forma ¿muestran alguna tendencia?

*o bien teclee en linea de comandos:*

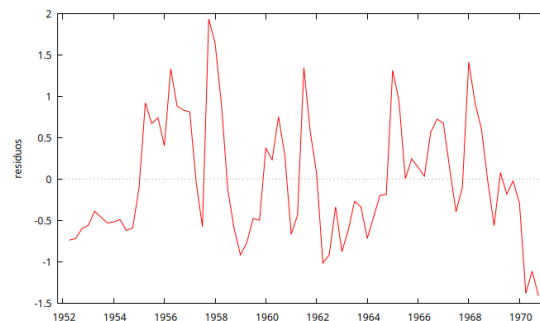
```
ols Short 0 Long
```

Model 4: OLS, using observations 1952:2-1970:4 (T = 75)  
Dependent variable: Short

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	-1.16917	0.350071	-3.340	0.0013	***
Long	0.998553	0.0573798	17.40	1.09e-27	***
Mean dependent var	4.738000	S.D. dependent var	1.670707		
Sum squared resid	40.11837	S.E. of regression	0.741328		
R-squared	0.805772	Adjusted R-squared	0.803112		
F(1, 73)	302.8478	P-value(F)	1.09e-27		
Log-likelihood	-82.95837	Akaike criterion	169.9167		
Schwarz criterion	174.5517	Hannan-Quinn	171.7674		
rho	0.623582	Durbin-Watson	0.751581		

*o bien teclee en linea de comandos:*

```
residuos = $uhat
gnuplot residuos --time-series --with-lines --output="GraficoResiduos.png"
```



A la vista de los gráficos iniciales, las variables **Short** y **Long** son no estacionarias (tienen tendencia), lo que conduce a un elevado coeficiente de correlación entre ellas; sus primeras diferencias parecen “estacionarias” lo que sugiere que ambas series son  $I(1)$ .

La regresión de las series en diferencias y los residuos de la regresión en niveles parecen compatibles con que **Short** y **Long** estén cointegradas, es decir, que tengan una tendencia común.

En este caso la correlación no es espuria, por el funcionamiento de los mercados financieros sabemos que el nivel de los tipos a largo plazo tiene un efecto sobre tipos a corto (y viceversa); y los datos así lo reflejan.

A este análisis le falta la realización de contrastes estadísticos que confirmen que las series en niveles son  $I(1)$  y pero los residuos de la última regresión son  $I(0)$ . Es decir, que existe una combinación lineal de las series que tiene un orden de integración menor; en este caso, y dado que la pendiente estimada es prácticamente 1, dicha combinación sería:

$$Long_t - Short_t = Cte + U_t.$$

## Actividad 5 - Análisis sobre el orden de integración

Realice las verificaciones para decidir que las series de tipos son  $I(1)$

### Análisis gráfico

Ya vimos que los gráficos de ambas series muestran una clara tendencia creciente.

### Contraste de Dickey-Fuller

- para los tipos a largo plazo

*o bien teclee en línea de comandos:*

```
adf 4 Long --c
```

```
Augmented Dickey-Fuller test for Long
including 4 lags of (1-L)Long
sample size 70
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
estimated value of (a - 1): -0.00436472
test statistic: tau_c(1) = -0.172702
asymptotic p-value 0.9395
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.018
lagged differences: F(4, 64) = 2.151 [0.0847]
```

p-valor del contraste: 0.940

Así que no rechazamos la  $H_0$  : *la serie es una realización de un proceso  $I(1)$  para Long.*

- Para los tipos a corto plazo

*o bien teclee en línea de comandos:*

```
adf 4 Short --c
```

```
Augmented Dickey-Fuller test for Short
including 4 lags of (1-L)Short
sample size 70
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
estimated value of (a - 1): -0.0815354
test statistic: tau_c(1) = -1.37939
asymptotic p-value 0.5941
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.004
lagged differences: F(4, 64) = 1.429 [0.2344]
```

p-valor del contraste: 0.594

Así que tampoco rechazamos la  $H_0$  : *la serie es una realización de un proceso  $I(1)$*  para Short.

## Contraste KPSS

- para los tipos a largo plazo

```
kpss 4 Long
```

KPSS test for Long

T = 75

Lag truncation parameter = 4

Test statistic = 1.36146

	10%	5%	1%
Critical values:	0.350	0.462	0.731
P-value < .01			

El p-valor es inferior al 1 %, así que rechazamos la  $H_0$  : *la serie es una realización de un proceso  $I(0)$*  para Long.

- para los tipos a corto plazo

```
kpss 4 Short
```

KPSS test for Short

T = 75

Lag truncation parameter = 4

Test statistic = 1.17483

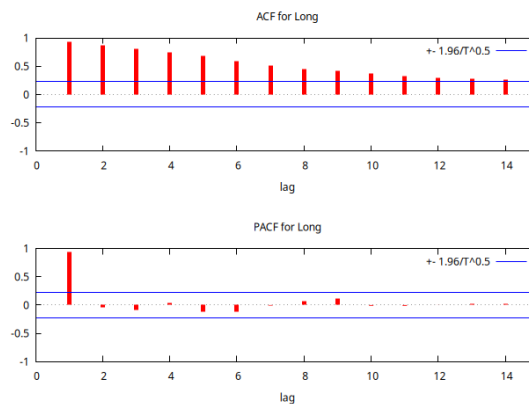
	10%	5%	1%
Critical values:	0.350	0.462	0.731
P-value < .01			

El p-valor es inferior al 1 %, así que rechazamos la  $H_0$  : *la serie es una realización de un proceso  $I(0)$*  para Short.

## Correlogramas, $\rho_1$

- para los tipos a largo plazo

```
corrgm Long 14 --plot="LongACF-PACF.png"  
corr Long Long(-1)
```



```
corr(Long, Long_1) = 0.98398707
```

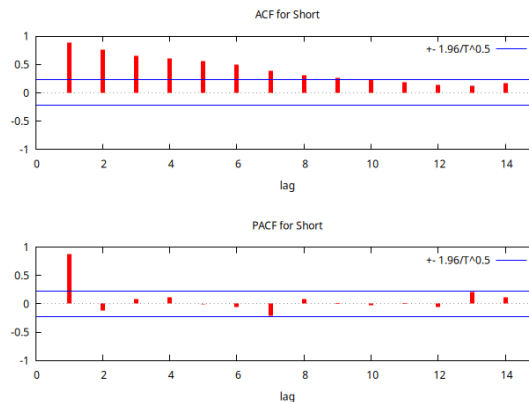
Under the null hypothesis of no correlation:

```
t(72) = 46.8437, with two-tailed p-value 0.0000
```

La ACF decae de manera aparentemente lineal y el coeficiente de correlación de orden 1 es casi uno.

- para los tipos a corto plazo

```
corrgm Short 14 --plot="ShortACF-PACF.png"
corr Short Short(-1)
```



```
corr(Short, Short_1) = 0.90540602
Under the null hypothesis of no correlation:
t(72) = 18.0961, with two-tailed p-value 0.0000
```

La ACF decae de manera aparentemente lineal y el coeficiente de correlación de orden 1 es mayor que 0.9.

## Análisis de la magnitud de raíces AR

- para los tipos a largo plazo

```
arima 3 0 0 ; Long
```

```
Function evaluations: 77
Evaluations of gradient: 28
```

```
Model 6: ARMA, using observations 1952:2-1970:4 (T = 75)
Estimated using AS 197 (exact ML)
Dependent variable: Long
Standard errors based on Hessian
```

	coefficient	std. error	z	p-value	
const	6.55173	1.87427	3.496	0.0005	***
phi_1	1.23163	0.116497	10.57	4.01e-26	***
phi_2	-0.260889	0.185013	-1.410	0.1585	
phi_3	0.0200019	0.118006	0.1695	0.8654	
Mean dependent var	5.915733	S.D. dependent var	1.501881		
Mean of innovations	0.044678	S.D. of innovations	0.267160		
R-squared	0.969059	Adjusted R-squared	0.968200		
Log-likelihood	-9.577862	Akaike criterion	29.15572		
Schwarz criterion	40.74316	Hannan-Quinn	33.78246		
	Real	Imaginary	Modulus	Frequency	
AR					
Root 1	1.0121	0.0000	1.0121	0.0000	
Root 2	6.0156	-3.6348	7.0285	-0.0865	
Root 3	6.0156	3.6348	7.0285	0.0865	

El ajuste de un polinomio autorregresivo arroja una raíz de módulo casi 1,

- para los tipos a largo plazo

```
arima 3 0 0 ; Short
```

```
Function evaluations: 26
Evaluations of gradient: 10
```

```
Model 8: ARMA, using observations 1952:2-1970:4 (T = 75)
Estimated using AS 197 (exact ML)
Dependent variable: Short
Standard errors based on Hessian
```

	coefficient	std. error	z	p-value
const	4.69685	0.849361	5.530	3.20e-08 ***
phi_1	1.03903	0.113564	9.149	5.73e-20 ***
phi_2	-0.253220	0.162823	-1.555	0.1199
phi_3	0.131271	0.114984	1.142	0.2536
Mean dependent var	4.738000	S.D. dependent var	1.670707	
Mean of innovations	0.048409	S.D. of innovations	0.694661	
R-squared	0.825654	Adjusted R-squared	0.820811	
Log-likelihood	-80.04182	Akaike criterion	170.0836	
Schwarz criterion	181.6711	Hannan-Quinn	174.7104	
	Real	Imaginary	Modulus	Frequency
AR				
Root 1	1.0882	0.0000	1.0882	0.0000
Root 2	0.4204	-2.6122	2.6458	-0.2246
Root 3	0.4204	2.6122	2.6458	0.2246

El ajuste de un polinomio autorregresivo arroja una raíz de módulo casi 1,

## Conclusión

Todas las verificaciones apuntan a que las series de tipos a corto y largo plazo son  $I(1)$ .

## Realice las verificaciones para decidir que los residuos son $I(0)$

### Análisis gráfico

Ya vimos que el gráfico de los residuos no muestra una tendencia clara.

### Contraste de Dickey-Fuller

Indique que no hay constante (los residuos proceden de una regresión con constante, por lo que su media es cero).

```
adf 4 residuos --nc
```

```
Augmented Dickey-Fuller test for residuos
including 4 lags of (1-L)residuos
sample size 70
unit-root null hypothesis: a = 1
```

```
test without constant
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
estimated value of (a - 1): -0.354525
test statistic: tau_nc(1) = -2.30363
asymptotic p-value 0.02052
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.003
lagged differences: F(4, 65) = 0.886 [0.4776]
```



p-valor del contraste: 0.021

Se rechaza la  $H_0$  : *la serie es una realización de un proceso  $I(1)$*  a un nivel de significación del 2.2 % o mayor.

## Contraste KPSS

```
kpss 4 residuos
```

KPSS test for residuos

T = 75

Lag truncation parameter = 4

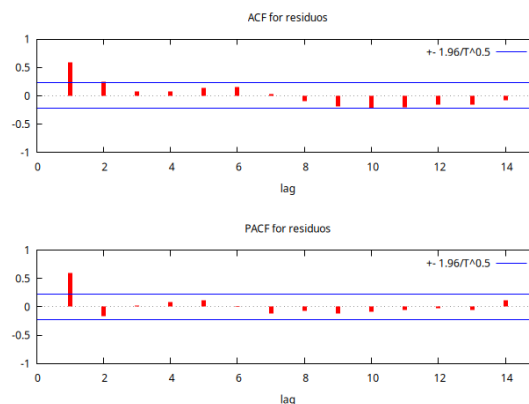
Test statistic = 0.0915168

	10%	5%	1%
Critical values:	0.350	0.462	0.731
P-value >	.10		

El p-valor es superior al 10 %, así que NO rechazamos la  $H_0$  : *la serie es una realización de un proceso  $I(0)$*  a un nivel de significación del 10 % o menor.

## Correlogramas, $\rho_1$

```
corrgram residuos 14 --plot="residuosACF-PACF.png"  
corr residuos residuos(-1)
```



```
corr(residuos, residuos_1) = 0.61204041  
Under the null hypothesis of no correlation:  
t(72) = 6.56697, with two-tailed p-value 0.0000
```

La ACF decae de manera exponencial y rápidamente y el coeficiente de correlación de orden 1 está alejado de uno.

## Análisis de la magnitud de raíces AR

```
arima 3 0 0 ; residuos
```

Function evaluations: 28

Evaluations of gradient: 9

Model 10: ARMA, using observations 1952:2-1970:4 (T = 75)

Estimated using AS 197 (exact ML)

Dependent variable: residuos

Standard errors based on Hessian

	coefficient	std. error	z	p-value
const	-0.0333331	0.157036	-0.2123	0.8319

phi_1	0.733599	0.116451	6.300	2.98e-10 ***
phi_2	-0.204892	0.141389	-1.449	0.1473
phi_3	0.0535092	0.119417	0.4481	0.6541
Mean dependent var	-2.33e-15	S.D. dependent var	0.736302	
Mean of innovations	0.005895	S.D. of innovations	0.569071	
R-squared	0.394673	Adjusted R-squared	0.377858	
Log-likelihood	-64.41547	Akaike criterion	138.8309	
Schwarz criterion	150.4184	Hannan-Quinn	143.4577	
-----				
	Real	Imaginary	Modulus	Frequency
-----				
AR				
Root 1	1.8601	0.0000	1.8601	0.0000
Root 2	0.9845	-3.0130	3.1697	-0.1997
Root 3	0.9845	3.0130	3.1697	0.1997
-----				

El ajuste de un polinomio autorregresivo arroja una raíz de módulo casi 1,

El ajuste de un polinomio autorregresivo arroja raíces con módulos claramente mayores a 1.

## Conclusión

Las verificaciones realizadas apuntan a que los residuos de la regresión en niveles de la serie de tipos a corto plazo sobre los tipos a largo plazo es  $I(0)$ .

## Conclusión

Las variables **Short** y **Long** muestran una tendencia creciente, lo que conduce a un elevado coeficiente de correlación entre ellas; pero la tendencia ni es común, ni la correlación se puede atribuir a ninguna relación de causalidad entre ellas. La correlación es espuria (es decir, carece de sentido tratar de interpretarla); y los resultados de la regresión en diferencias lo ponen de relieve.

## Gretl tiene implementado parte del proceso que hemos llevado a cabo

El contraste de cointegración de Engle y Granger

**Modelo -->Series temporales multivariantes -->Contraste de cointegracion (Engle-Granger)** y en la ventana emergente marque **Long** y **Short**. Pulse en la flecha verde para emplear ambas series. Luego pulse en **Aceptar**.

```
coint 8 Short Long --test-down
```

Step 1: testing for a unit root in Short

```
Augmented Dickey-Fuller test for Short
testing down from 8 lags, criterion AIC
sample size 74
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
including 0 lags of (1-L)Short
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e
estimated value of (a - 1): -0.098126
test statistic: tau_c(1) = -1.96889
asymptotic p-value 0.3009
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.103
```

Step 2: testing for a unit root in Long

```

Augmented Dickey-Fuller test for Long
testing down from 8 lags, criterion AIC
sample size 70
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
including 4 lags of (1-L)Long
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
estimated value of (a - 1): -0.00436472
test statistic: tau_c(1) = -0.172702
asymptotic p-value 0.9395
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.018
lagged differences: F(4, 64) = 2.151 [0.0847]

```

Step 3: cointegrating regression

Cointegrating regression -  
 OLS, using observations 1952:2-1970:4 (T = 75)  
 Dependent variable: Short

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	-1.16917	0.350071	-3.340	0.0013	***
Long	0.998553	0.0573798	17.40	1.09e-27	***
Mean dependent var	4.738000	S.D. dependent var	1.670707		
Sum squared resid	40.11837	S.E. of regression	0.741328		
R-squared	0.805772	Adjusted R-squared	0.803112		
Log-likelihood	-82.95837	Akaike criterion	169.9167		
Schwarz criterion	174.5517	Hannan-Quinn	171.7674		
rho	0.623582	Durbin-Watson	0.751581		

Step 4: testing for a unit root in uhat

```

Augmented Dickey-Fuller test for uhat
testing down from 8 lags, criterion AIC
sample size 73
unit-root null hypothesis: a = 1

test without constant
including one lag of (1-L)uhat
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
estimated value of (a - 1): -0.451844
test statistic: tau_c(2) = -4.23992
asymptotic p-value 0.00312
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.006

```

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.

Fíjese que

**la primera etapa consiste en** el contraste de raíz unitaria Dickey-Fuller para Short.

**la segunda etapa consiste en** el contraste de raíz unitaria Dickey-Fuller para Long.

**la tercera etapa consiste en** la regresión de Short sobre Long.

**la cuarta etapa consiste en** el contraste de raíz unitaria Dickey-Fuller para los residuos de la anterior regresión.

## Código completo de la práctica

```

# Los dos primeros comandos son necesarios para que Gretl guarde los resultados de la práctica en el directorio de trabajo
# al ejecutar lo siguiente desde un terminal (use los nombres y ruta que correspondan)
#

```

```

# DIRECTORIO="Nombre_Directorio_trabajo" gretlcli -b ruta/nombre_fichero_de_la_practica.inp
#
# Si esto no le funciona en su sistema, comente las siguientes dos líneas y sitúese en el directorio de trabajo de gretl
# que corresponda (configure dicho directorio de trabajo desde la ventana principal de Gretl).

string directory = getenv("DIRECTORIO")
set workdir "@directory"

open ../../datos/UK_Interest_rates.csv
setobs 4 1952:2
setinfo Short --description="US Short"
setinfo Long --description="Incidencia de melanoma en la población masculina de Connecticut"

gnuplot Short Long --time-series --with-lines --output="ShortyLong.png"

gnuplot Short Long --fit=none --output="ScatterPlotShortyLong.png"

corr Short Long

diff Short Long
gnuplot d_Short d_Long --time-series --with-lines --output="d_Shortyd_Long.png"
corr d_Short d_Long
corr Short Long

ols d_Short 0 d_Long

outfile --quiet RegresionPrimerasDiferencias.txt
    ols d_Short 0 d_Long
end outfile

ols Short 0 Long

outfile --quiet RegresionNiveles.txt
    ols Short 0 Long
end outfile

residuos = $uhat
gnuplot residuos --time-series --with-lines --output="GraficoResiduos.png"

adf 4 Long --c

outfile --quiet adf_Long.txt
    adf 4 Long --c
end outfile

outfile --quiet adf_Long_pvalue.txt
    printf "p-valor del contraste: =%.3f=\n", $pvalue
end outfile

adf 4 Short --c

outfile --quiet adf_Short.txt
    adf 4 Short --c
end outfile

outfile --quiet adf_Short_pvalue.txt
    printf "p-valor del contraste: =%.3f=\n", $pvalue
end outfile

kpss 4 Long

outfile --quiet kpss_Long.txt
    kpss 4 Long
end outfile

kpss 4 Short

outfile --quiet kpss_Short.txt

```

```

    kpss 4 Short
end outfile

corrgm Long 14 --plot="LongACF-PACF.png"
corr Long Long(-1)

outfile --quiet rho1_Long.txt
    corr Long Long(-1)
end outfile

corrgm Short 14 --plot="ShortACF-PACF.png"
corr Short Short(-1)

outfile --quiet rho1_Short.txt
    corr Short Short(-1)
end outfile

arima 3 0 0 ; Long

outfile --quiet modeloARLong.txt
    arima 3 0 0 ; Long
end outfile

arima 3 0 0 ; Short

outfile --quiet modeloARShort.txt
    arima 3 0 0 ; Short
end outfile

adf 4 residuos --nc

outfile --quiet adf_residuos.txt
    adf 4 residuos --nc
end outfile

outfile --quiet adf_residuos_pvalue.txt
    printf "p-valor del contraste: =%.3f=\n", $pvalue
end outfile

kpss 4 residuos

outfile --quiet kpss_residuos.txt
    kpss 4 residuos
end outfile

corrgm residuos 14 --plot="residuosACF-PACF.png"
corr residuos residuos(-1)

corrgm residuos 14 --plot="residuosACF-PACF.png"

outfile --quiet rho1_residuos.txt
    corr residuos residuos(-1)
end outfile

arima 3 0 0 ; residuos

outfile --quiet modeloARresiduos.txt
    arima 3 0 0 ; residuos
end outfile

coint 8 Short Long --test-down

outfile --quiet test_cointegracion.txt
    coint 8 Short Long --test-down
end outfile

```