

Consumo de petroleo y frecuencia del nombre Óscar

Datos

Ejemplo obtenido de https://tylervigen.com/spurious/correlation/8118_popularity-of-the-first-name-oscar-correlates-with_petroluem-consumption-in-greece

Datos anuales. Muestra: 1980–2022

Consumo de petroleo en Grecia ConsumoPetroleo

Título detallado de la variable Volume of petroleum consumption consumed in Greece in millions of barrels per day

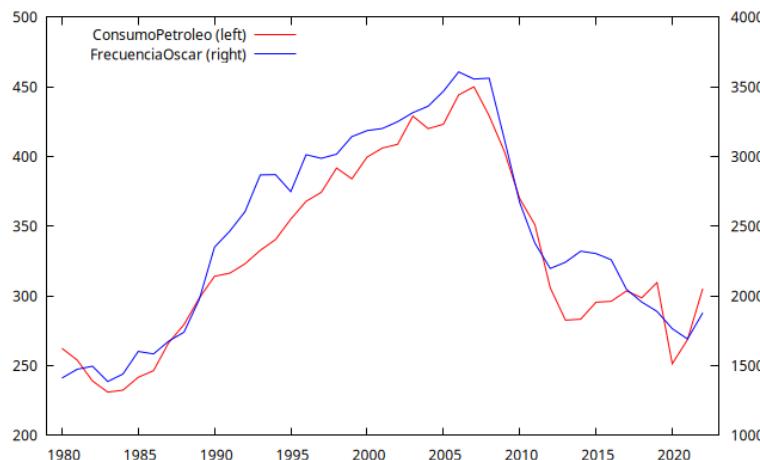
Fuente Energy Information Administration

Popularidad del nombre Óscar en EEUU FrecuenciaOscar

Título detallado de la variable Babies of all sexes born in the US named Óscar

Fuente US Social Security Administration

```
gnuplot ConsumoPetroleo FrecuenciaOscar --time-series --with-lines --output="PetroleoOscar.png"
```



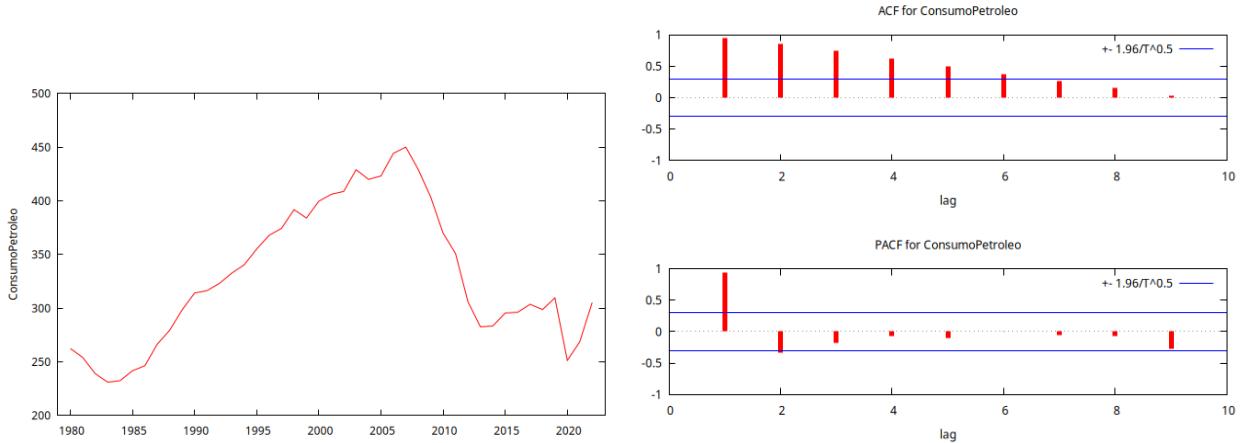
Ficheros: Versión del ejercicio en [pdf](#); [html](#).

- Datos: [NombreOscarYConsumoDePetroleo.gdt](#)
- Guión de gretl: [Examen-NombreOscarYConsumoDePetroleo.inp](#)

Datos en nivel del consumo de petroleo en Grecia

Gráfico de la serie temporal y su correlograma

```
gnuplot ConsumoPetroleo --time-series --with-lines --output="consumoPetroleo.png"
corrgm ConsumoPetroleo 9 --plot="consumoPetroleoACF-PACF.png"
```



Estimación de un primer modelo univariante para la serie de consumo de petroleo

```
arima 1 0 1 ; ConsumoPetroleo
```

Function evaluations: 41

Evaluations of gradient: 14

Model 1: ARMA, using observations 1980-2022 (T = 43)

Estimated using AS 197 (exact ML)

Dependent variable: ConsumoPetroleo

Standard errors based on Hessian

| | coefficient | std. error | z | p-value |
|---------------------|-------------|---------------------|----------|--------------|
| const | 313.739 | 39.2711 | 7.989 | 1.36e-15 *** |
| phi_1 | 0.930826 | 0.0477685 | 19.49 | 1.44e-84 *** |
| theta_1 | 0.289746 | 0.135530 | 2.138 | 0.0325 ** |
| Mean dependent var | 329.9135 | S.D. dependent var | 65.44053 | |
| Mean of innovations | 1.463908 | S.D. of innovations | 17.36101 | |
| R-squared | 0.928461 | Adjusted R-squared | 0.926717 | |
| Log-likelihood | -185.0353 | Akaike criterion | 378.0707 | |
| Schwarz criterion | 385.1155 | Hannan-Quinn | 380.6686 | |

| | Real | Imaginary | Modulus | Frequency |
|--------|---------|-----------|---------|-----------|
| <hr/> | | | | |
| AR | | | | |
| <hr/> | | | | |
| Root 1 | 1.0743 | 0.0000 | 1.0743 | 0.0000 |
| <hr/> | | | | |
| MA | | | | |
| Root 1 | -3.4513 | 0.0000 | 3.4513 | 0.5000 |
| <hr/> | | | | |

```
series resipetroleo = $uhat
corrgm resipetroleo
```

Autocorrelation function for resipetroleo
***, **, * indicate significance at the 1%, 5%, 10% levels
using standard error 1/T^0.5

| LAG | ACF | PACF | Q-stat. [p-value] |
|-----|--------|--------|-------------------|
| 1 | 0.0578 | 0.0578 | 0.1541 [0.695] |
| 2 | 0.1870 | 0.1843 | 1.8052 [0.406] |
| 3 | 0.1131 | 0.0972 | 2.4237 [0.489] |

```

4   0.0677      0.0264      2.6511 [0.618]
5  -0.0189     -0.0630      2.6693 [0.751]
6  -0.0371     -0.0659      2.7412 [0.841]
7  -0.0590     -0.0547      2.9286 [0.892]
8   0.2206      0.2638 *    5.6184 [0.690]

```

Estimación de un segundo modelo univariante para la serie de consumo de petroleo

```
arima 1 1 0 --nc ; ConsumoPetroleo
```

```
Function evaluations: 12
Evaluations of gradient: 3
```

```
Model 2: ARIMA, using observations 1981-2022 (T = 42)
```

```
Estimated using AS 197 (exact ML)
```

```
Dependent variable: (1-L) ConsumoPetroleo
```

```
Standard errors based on Hessian
```

| | coefficient | std. error | z | p-value |
|---------------------|-------------|---------------------|----------|-----------|
| phi_1 | 0.334680 | 0.151047 | 2.216 | 0.0267 ** |
| Mean dependent var | 1.020476 | S.D. dependent var | 18.74413 | |
| Mean of innovations | 0.981800 | S.D. of innovations | 17.53257 | |
| R-squared | 0.930469 | Adjusted R-squared | 0.930469 | |
| Log-likelihood | -179.9453 | Akaike criterion | 363.8907 | |
| Schwarz criterion | 367.3660 | Hannan-Quinn | 365.1645 | |
| | Real | Imaginary | Modulus | Frequency |
| AR | | | | |
| Root 1 | 2.9879 | 0.0000 | 2.9879 | 0.0000 |

```
series res2petroleo = $uhat
corrgm res2petroleo
```

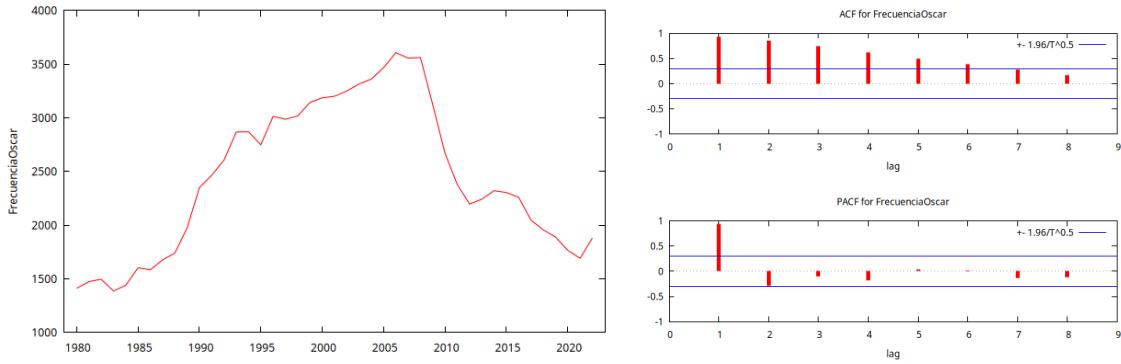
```
Autocorrelation function for res2petroleo
***, **, * indicate significance at the 1%, 5%, 10% levels
using standard error 1/T^0.5
```

| LAG | ACF | PACF | Q-stat. [p-value] |
|-----|----------|----------|-------------------|
| 1 | -0.0280 | -0.0280 | 0.0354 [0.851] |
| 2 | 0.0692 | 0.0685 | 0.2567 [0.880] |
| 3 | 0.0756 | 0.0798 | 0.5278 [0.913] |
| 4 | 0.0412 | 0.0414 | 0.6102 [0.962] |
| 5 | -0.0247 | -0.0332 | 0.6406 [0.986] |
| 6 | -0.0681 | -0.0831 | 0.8788 [0.990] |
| 7 | -0.0347 | -0.0433 | 0.9423 [0.996] |
| 8 | 0.2664 * | 0.2839 * | 4.8001 [0.779] |

Datos en nivel de la popularidad del nombre Óscar en EEUU

Gráfico de la serie temporal y su correlograma

```
gnuplot FrecuenciaOscar --time-series --with-lines --output="consumoOscar.png"
corrgm FrecuenciaOscar --plot="consumoOscarACF-PACF.png"
```



Estimación de un primer modelo univariante para la serie de popularidad del nombre Óscar

```
arima 1 0 1 ; FrecuenciaOscar
```

Function evaluations: 37
Evaluations of gradient: 15

Model 3: ARMA, using observations 1980-2022 (T = 43)
Estimated using AS 197 (exact ML)
Dependent variable: FrecuenciaOscar
Standard errors based on Hessian

| | coefficient | std. error | z | p-value |
|---------------------|-------------|---------------------|----------|---------------|
| const | 2083.23 | 517.026 | 4.029 | 5.60e-05 *** |
| phi_1 | 0.951550 | 0.0384860 | 24.72 | 5.82e-135 *** |
| theta_1 | 0.567719 | 0.127542 | 4.451 | 8.54e-06 *** |
| Mean dependent var | 2443.651 | S.D. dependent var | 702.2265 | |
| Mean of innovations | 16.93553 | S.D. of innovations | 138.9316 | |
| R-squared | 0.960578 | Adjusted R-squared | 0.959616 | |
| Log-likelihood | -274.9813 | Akaike criterion | 557.9626 | |
| Schwarz criterion | 565.0074 | Hannan-Quinn | 560.5605 | |
| | Real | Imaginary | Modulus | Frequency |
| AR | | | | |
| Root 1 | 1.0509 | 0.0000 | 1.0509 | 0.0000 |
| MA | | | | |
| Root 1 | -1.7614 | 0.0000 | 1.7614 | 0.5000 |

```
series res10Oscar = $uhat
corrgm res10Oscar
```

Autocorrelation function for res10Oscar
***, **, * indicate significance at the 1%, 5%, 10% levels
using standard error 1/T^0.5

| LAG | ACF | PACF | Q-stat. [p-value] |
|-----|---------|---------|-------------------|
| 1 | 0.0528 | 0.0528 | 0.1285 [0.720] |
| 2 | 0.2011 | 0.1988 | 2.0367 [0.361] |
| 3 | 0.2208 | 0.2107 | 4.3958 [0.222] |
| 4 | -0.0966 | -0.1595 | 4.8584 [0.302] |
| 5 | -0.0753 | -0.1733 | 5.1471 [0.398] |
| 6 | 0.1358 | 0.1690 | 6.1122 [0.411] |
| 7 | -0.0222 | 0.0998 | 6.1386 [0.524] |
| 8 | 0.1386 | 0.1208 | 7.2006 [0.515] |

Estimación de un segundo modelo univariante para la serie de popularidad del nombre Óscar

```
arima 1 1 0 --nc ; FrecuenciaOscar

Function evaluations: 11
Evaluations of gradient: 4

Model 4: ARIMA, using observations 1981-2022 (T = 42)
Estimated using AS 197 (exact ML)
Dependent variable: (1-L) FrecuenciaOscar
Standard errors based on Hessian

      coefficient    std. error     z     p-value
-----
phi_1       0.535976      0.129413    4.142   3.45e-05 ***

Mean dependent var   11.14286   S.D. dependent var   166.6352
Mean of innovations 7.336036   S.D. of innovations 138.9468
R-squared           0.961704   Adjusted R-squared  0.961704
Log-likelihood      -266.9966   Akaike criterion    537.9932
Schwarz criterion    541.4685   Hannan-Quinn      539.2670

      Real   Imaginary   Modulus   Frequency
-----
AR
Root 1          1.8658      0.0000    1.8658      0.0000
-----
```

```
series res20scar = $uhat
corrgm res20scar

Autocorrelation function for res20scar
***, **, * indicate significance at the 1%, 5%, 10% levels
using standard error 1/T^0.5

      LAG      ACF      PACF      Q-stat. [p-value]
      1  0.0027  0.0027  0.0003 [0.986]
      2 -0.0436 -0.0436  0.0881 [0.957]
      3  0.2378  0.2385  2.7683 [0.429]
      4 -0.1974 -0.2158  4.6634 [0.324]
      5 -0.1357 -0.1103  5.5826 [0.349]
      6  0.1327  0.0768  6.4862 [0.371]
      7 -0.0229  0.0634  6.5140 [0.481]
      8  0.1196  0.1581  7.2920 [0.505]
```

Contraste de cointegración

```
coint 2 ConsumoPetroleo FrecuenciaOscar --test-down

Step 1: testing for a unit root in ConsumoPetroleo

Augmented Dickey-Fuller test for ConsumoPetroleo
testing down from 2 lags, criterion AIC
sample size 41
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
including one lag of (1-L)ConsumoPetroleo
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
estimated value of (a - 1): -0.0697783
test statistic: tau_c(1) = -1.6299
asymptotic p-value 0.4672
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.087
```

Step 2: testing for a unit root in FrecuenciaOscar

```
Augmented Dickey-Fuller test for FrecuenciaOscar
testing down from 2 lags, criterion AIC
sample size 41
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
including one lag of (1-L)FrecuenciaOscar
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
estimated value of (a - 1): -0.0550591
test statistic: tau_c(1) = -1.71873
asymptotic p-value 0.4218
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.038
```

Step 3: cointegrating regression

```
Cointegrating regression -
OLS, using observations 1980-2022 (T = 43)
Dependent variable: ConsumoPetroleo
```

| | coefficient | std. error | t-ratio | p-value |
|-----------------|-------------|------------|---------|--------------|
| const | 109.882 | 9.52812 | 11.53 | 1.90e-14 *** |
| FrecuenciaOscar | 0.0900421 | 0.00375080 | 24.01 | 9.21e-26 *** |

Mean dependent var 329.9135 S.D. dependent var 65.44053
 Sum squared resid 11946.32 S.E. of regression 17.06967
 R-squared 0.933581 Adjusted R-squared 0.931961
 Log-likelihood -181.9944 Akaike criterion 367.9888
 Schwarz criterion 371.5112 Hannan-Quinn 369.2878
 rho 0.538577 Durbin-Watson 0.872979

Step 4: testing for a unit root in uhat

```
Augmented Dickey-Fuller test for uhat
testing down from 2 lags, criterion AIC
sample size 42
unit-root null hypothesis: a = 1
```

```
test without constant
including 0 lags of (1-L)uhat
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + e
estimated value of (a - 1): -0.461423
test statistic: tau_c(2) = -3.49843
asymptotic p-value 0.03258
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.094
```

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 del consumo de petroleo sobre la popularidad del nombre Óscar

Primer modelo

```
ols ConsumoPetroleo O FrecuenciaOscar
modtest --normality --quiet
modtest --white --quiet
modtest --autocorr 1 --quiet
```

Model 6: OLS, using observations 1980-2022 (T = 43)
Dependent variable: ConsumoPetroleo

| | coefficient | std. error | t-ratio | p-value |
|--------------------|-------------|--------------------|----------|--------------|
| const | 109.882 | 9.52812 | 11.53 | 1.90e-14 *** |
| FrecuenciaOscar | 0.0900421 | 0.00375080 | 24.01 | 9.21e-26 *** |
| Mean dependent var | 329.9135 | S.D. dependent var | 65.44053 | |
| Sum squared resid | 11946.32 | S.E. of regression | 17.06967 | |
| R-squared | 0.933581 | Adjusted R-squared | 0.931961 | |
| F(1, 41) | 576.2946 | P-value(F) | 9.21e-26 | |
| Log-likelihood | -181.9944 | Akaike criterion | 367.9888 | |
| Schwarz criterion | 371.5112 | Hannan-Quinn | 369.2878 | |
| rho | 0.538577 | Durbin-Watson | 0.872979 | |

Test for null hypothesis of normal distribution:
Chi-square(2) = 1.252 with p-value 0.53467

White's test for heteroskedasticity

Test statistic: TR^2 = 6.078609,
with p-value = P(Chi-square(2) > 6.078609) = 0.047868

Breusch-Godfrey test for first-order autocorrelation

Test statistic: LMF = 15.083365,
with p-value = P(F(1,40) > 15.0834) = 0.000377

Alternative statistic: TR^2 = 11.774602,
with p-value = P(Chi-square(1) > 11.7746) = 0.0006

Ljung-Box Q' = 11.8733,
with p-value = P(Chi-square(1) > 11.8733) = 0.000569

Segundo modelo: regresión del consumo de petróleo sobre la popularidad del nombre Óscar con modelo de corrección de error AR1

```
ar1 ConsumoPetroleo 0 FrecuenciaOscar
modtest --normality --quiet
```

Performing iterative calculation of rho...

| ITER | RHO | ESS |
|------|---------|---------|
| 1 | 0.53858 | 8017.53 |
| 2 | 0.54713 | 8016.59 |
| 3 | 0.54824 | 8016.58 |
| 4 | 0.54839 | 8016.57 |
| 5 | 0.54841 | 8016.57 |

Model 7: Cochrane-Orcutt, using observations 1981-2022 (T = 42)
Dependent variable: ConsumoPetroleo
rho = 0.548406

| | coefficient | std. error | t-ratio | p-value |
|-----------------|-------------|------------|---------|--------------|
| const | 113.543 | 17.3686 | 6.537 | 8.31e-08 *** |
| FrecuenciaOscar | 0.0883312 | 0.00672160 | 13.14 | 4.24e-16 *** |

Statistics based on the rho-differenced data:

| | | | |
|-------------------|----------|--------------------|----------|
| Sum squared resid | 8016.575 | S.E. of regression | 14.15678 |
| R-squared | 0.954670 | Adjusted R-squared | 0.953537 |
| F(1, 40) | 172.6961 | P-value(F) | 4.24e-16 |
| rho | 0.093481 | Durbin-Watson | 1.760243 |

Statistics based on the original data:

Mean dependent var 331.5210 S.D. dependent var 65.36890

Test for null hypothesis of normal distribution:
Chi-square(2) = 1.743 with p-value 0.41841

Regresión en primeras diferencias

Primer modelo

```
diff ConsumoPetroleo FrecuenciaOscar
ols d_ConsumoPetroleo O d_FrecuenciaOscar
modtest --normality --quiet
modtest --white --quiet
modtest --autocorr 2 --quiet
```

Model 8: OLS, using observations 1981-2022 (T = 42)
Dependent variable: d_ConsumoPetroleo

| | coefficient | std. error | t-ratio | p-value |
|-------------------|-------------|------------|---------|--------------|
| const | 0.302707 | 2.40604 | 0.1258 | 0.9005 |
| d_FrecuenciaOscar | 0.0644152 | 0.0145806 | 4.418 | 7.40e-05 *** |

| | | | |
|--------------------|-----------|--------------------|----------|
| Mean dependent var | 1.020476 | S.D. dependent var | 18.74413 |
| Sum squared resid | 9681.208 | S.E. of regression | 15.55732 |
| R-squared | 0.327929 | Adjusted R-squared | 0.311127 |
| F(1, 40) | 19.51752 | P-value(F) | 0.000074 |
| Log-likelihood | -173.8411 | Akaike criterion | 351.6823 |
| Schwarz criterion | 355.1576 | Hannan-Quinn | 352.9561 |
| rho | -0.041431 | Durbin-Watson | 2.000828 |

Test for null hypothesis of normal distribution:
Chi-square(2) = 6.890 with p-value 0.03191

White's test for heteroskedasticity

Test statistic: TR^2 = 2.712262,
with p-value = P(Chi-square(2) > 2.712262) = 0.257656

Breusch-Godfrey test for autocorrelation up to order 2

Test statistic: LMF = 0.162094,
with p-value = P(F(2,38) > 0.162094) = 0.851

Alternative statistic: TR^2 = 0.355283,
with p-value = P(Chi-square(2) > 0.355283) = 0.837

Ljung-Box Q' = 0.314886,
with p-value = P(Chi-square(2) > 0.314886) = 0.854

Segundo modelo: Regresión en primeras diferencias con intervención en el año 2020

Dado que hubo una caída muy acusada en el consumo de petróleo del año 2020 debido al confinamiento por la Covid19 (*circunstancia que no afectó de manera particular a la popularidad del nombre "Óscar"*), el siguiente modelo introduce una variable ficticia para el año 2020 (se introduce en primeras diferencias como el resto de variables del modelo).

```

diff ConsumoPetroleo FrecuenciaOscar Covid
ols d_ConsumoPetroleo 0 d_FrecuenciaOscar d_Covid
modtest --normality --quiet
modtest --white --quiet
modtest --autocorr 2 --quiet

```

Model 9: OLS, using observations 1981-2022 (T = 42)
 Dependent variable: d_ConsumoPetroleo

| | coefficient | std. error | t-ratio | p-value |
|--------------------|-------------|--------------------|----------|--------------|
| const | 0.320457 | 2.07979 | 0.1541 | 0.8783 |
| d_FrecuenciaOscar | 0.0628222 | 0.0126104 | 4.982 | 1.33e-05 *** |
| d_Covid | -36.2714 | 9.51424 | -3.812 | 0.0005 *** |
| Mean dependent var | 1.020476 | S.D. dependent var | 18.74413 | |
| Sum squared resid | 7052.862 | S.E. of regression | 13.44777 | |
| R-squared | 0.510389 | Adjusted R-squared | 0.485281 | |
| F(2, 39) | 20.32755 | P-value(F) | 8.96e-07 | |
| Log-likelihood | -167.1893 | Akaike criterion | 340.3786 | |
| Schwarz criterion | 345.5917 | Hannan-Quinn | 342.2894 | |
| rho | 0.100646 | Durbin-Watson | 1.708340 | |

Test for null hypothesis of normal distribution:
 Chi-square(2) = 1.097 with p-value 0.57793

White's test for heteroskedasticity

Test statistic: TR^2 = 2.155325,
 with p-value = P(Chi-square(4) > 2.155325) = 0.707216

Breusch-Godfrey test for autocorrelation up to order 2

Test statistic: LMF = 0.271314,
 with p-value = P(F(2,37) > 0.271314) = 0.764

Alternative statistic: TR^2 = 0.607052,
 with p-value = P(Chi-square(2) > 0.607052) = 0.738

Ljung-Box Q' = 0.464447,
 with p-value = P(Chi-square(2) > 0.464447) = 0.793

Preguntas

Pregunta 1

Discuta de todas las formas posibles si las series temporales de consumo de petroleo (**ConsumoPetroleo**) y popularidad del nombre Óscar (**FrecuenciaOscar**) son estacionarias en media (i.e., son la realización de procesos estocásticos estacionarios), usando para ello los resultados de los apartados [Datos en nivel del consumo de petroleo en Grecia](#), [Datos en nivel de la popularidad del nombre Óscar en EEUU](#) y .

([Respuesta 1](#))

Pregunta 2

Discuta si las series temporales **ConsumoPetroleo** y **FrecuenciaOscar** están cointegradas, a partir de los resultados del apartado .

([Respuesta 2](#))

Pregunta 3

¿Contradice la la posibilidad de que están relacionados el consumo de petroleo en Grecia y la popularidad del nombre de pila Oscar en los EEUU?

([Respuesta 3](#))

Pregunta 4

Los listados de la [Regresión del consumo de petroleo sobre la popularidad del nombre Óscar](#) y la muestran los principales resultados obtenidos al estimar por MCO dos modelos de regresión que relacionan las dos variables consideradas en este ejercicio (dichos modelos están referidos como "*primeros modelos*").

Resuma y comente los resultados de estimación y diagnosis que le parezcan más relevantes de esos dos primeros modelos en niveles y en diferencias.

Si detecta alguna desviación del cumplimiento de las hipótesis habituales, discuta sus consecuencias sobre las propiedades del estimador MCO y sugiera alguna forma de tratarla.

([Respuesta 4](#))

Pregunta 5

Tanto en el caso de las regresiones en niveles como en el caso de las regresiones en primeras diferencias, también se muestra los resultados de un segundo modelo de regresión.

Explique en cada caso si ese segundo modelo responde a algún posible tratamiento que haya indicado en la pregunta anterior y por qué (o si dicho tratamiento no tiene nada que ver con lo que usted dijo). En cualquier caso, señale (en cada caso) si considera que ese segundo modelo es mejor o peor que el primero, y en qué aspectos.

([Respuesta 5](#))

Pregunta 6

En la Sección [Datos en nivel del consumo de petroleo en Grecia](#) aparecen dos modelos univariantes. Compare los resultados he indique si alguno de ellos es preferible y por qué.

([Respuesta 6](#))

Pregunta 7

En la Sección [Datos en nivel de la popularidad del nombre Óscar en EEUU](#) aparecen dos modelos univariantes. Compare los resultados he indique si alguno de ellos es preferible y por qué.

([Pregunta 7](#))

Pregunta 8

¿Cuáles de los modelos de más arriba considera aceptables? ¿O qué mejoras sugeriría para ellos?

([Respuesta 8](#))

Respuestas

Respuesta 1

Ambas series (**ConsumoPetroleo** y **FrecuenciaOscar**) parecen ser NO estacionarias en media,

- Sus gráficos muestran una clara evolución de su nivel a lo largo de la muestra (los primeros años ascendente y desde 2005 descendente).
- 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.
- **Estimación de un primer modelo univariante para la serie de consumo de petroleo:** El modelo univariante estimado tiene una raíz AR aproximadamente igual a 1.
- **Estimación de un primer modelo univariante para la serie de popularidad del nombre Óscar:** El modelo univariante estimado tiene una raíz AR aproximadamente igual a 1.
- : Los test ADF calculados en las etapas 1 y 2 no rechazan la hipótesis (raíz unitaria) con p-valores superiores al 0.4

(Pregunta 1)

Respuesta 2

Las conclusiones de las distintas etapas del test de cointegración son:

Etapa 1 El test ADF no rechaza que la serie **ConsumoPetroleo** sea I(1) para niveles de significación inferiores al 40 % (p-valor asintótico 0,4672).

Etapa 2 El test ADF no rechaza que la serie **FrecuenciaOscar** sea I(1) para niveles de significación inferiores al 40 % (p-valor asintótico 0,4218).

Etapa 3 En la regresión (cointegrante) de mortalidad sobre la proporción de matrimonios eclesiásticos ambos parámetros (constante y pendiente) resultan ser muy significativos, y el R^2 está próximo a 1.

Etapa 4 El test ADF rechaza que los residuos de la regresión cointegrante sean I(1) tanto al 10 % como al 5 % de significación (p-valor asintótico 0,03258)

Consecuentemente, el test NO rechaza la cointegración de ambas series (*en contra de lo que sugiere el sentido común*).

(Pregunta 2)

Respuesta 3

La relación NO se desvanece al diferenciar los datos para lograr la estacionariedad; que es precisamente lo que cabe esperar cuando la relación existe, pues si

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

Entonces también debe ser cierto que

$$\nabla \mathbf{y} = \beta_2 \nabla \mathbf{x} + \nabla \mathbf{u}$$

Sorprendentemente, en la la constante es NO significativa, la pendiente es muy significativa y el R^2 no es, en absoluto, despreciable (**R-cuadrado 0,327929**). Es decir, la no contradice la posibilidad de que ambas variables estén relacionadas.

Comentario y moraleja: Pese a los resultados estadísticos, la relación entre **ConsumoPetroleo** y **FrecuenciaOscar** es evidentemente espuria (es imposible argumentar con algún fundamento que la frecuencia del nombre Óscar

en EEUU tenga ninguna influencia sobre el consumo de petroleo en Grecia... o viceversa). ¡Ojo con interpretar los resultados estadísticos sin un mínimo espíritu crítico!

(Pregunta 3)

Respuesta 4

Primer modelo para datos en nivel ([Regresión del consumo de petroleo sobre la popularidad del nombre Óscar](#)): Todos los coeficientes son muy significativos. El ajuste del modelo, medido por el valor del R^2 es muy elevado. Los contrastes sobre los residuos no rechazan la hipótesis nula de normalidad, pero si rechazan la hipótesis de homocedasticidad y de ausencia de autocorrelación.

En cuanto a la heterocedasticidad, sería conveniente estimar indicando la opción de desviaciones típicas robustas, pues los p-valores están mal calculados en presencia de heterocedasticidad. Más importante es la presencia de autocorrelación; dado que hay indicios de autocorrelación de orden 1 en los errores de ajuste, sería conveniente estimar el modelo incorporando un modelo AR(1) para el error.

Primer modelo para datos en primeras diferencias (): El único coeficiente significativo es la pendiente (es decir, al diferenciar las series NO ha desaparecido la relación entre ellas), y el ajuste del modelo, medido por el valor del R^2 , es superior al 30 %. Los contrastes residuales rechazan la hipótesis nula de normalidad, pero no rechazan las de homocedasticidad y ausencia de autocorrelación.

Si las perturbaciones no tienen distribución normal las estimaciones no serán eficientes en el sentido máximo-verosímil (aunque sí en el de Gauss-Markov) y la distribución de los estadísticos habituales será distinta de la teórica bajo el supuesto de normalidad de las perturbaciones (por ejemplo, los estadísticos de la t no tendrán exactamente una distribución t de student). En la práctica esto no ocasiona un problema grave en general.

(Pregunta 4)

Respuesta 5

Segundo modelo para datos en nivel ([Regresión del consumo de petroleo sobre la popularidad del nombre Óscar](#)): El segundo modelo corresponde a una regresión con modelo AR(1) para el error (tal y como se sugería en la pregunta anterior). La estimación ha convergido en 5 iteraciones, los parámetros son muy significativos y el R^2 ajustado es superior al del primer modelo. Tampoco en este caso se rechaza la hipótesis de normalidad en los residuos del ajuste. Todo ello sugiere que este segundo modelo sería ligeramente superior al primero (*si no fuera porque la relación es evidentemente espuria y, por tanto, ninguno de estos modelos es aceptable*).

Segundo modelo para datos en primeras diferencias (): El segundo modelo incluye un nuevo regresor para captar la caída de consumo de petroleo del año 2020 debida al confinamiento por la Covid19. Por tanto, esta modificación no tiene nada que ver con lo indicado en la pregunta anterior.

No obstante, este modelo parece superior al primero. Los parámetros correspondientes a `d_FrecuenciaÓscar` y `d_Covid` son muy significativos, el R^2 ajustado es claramente superior y los criterios de información han mejorado ligeramente (i.e., ahora toman valores más bajos). Además, gracias a la intervención del año atípico 2020, los residuos pasan todos los contrastes (incluido el de normalidad).

(Pregunta 5)

Respuesta 6

El primer modelo es un ARMA(1,1) con media distinta de cero, y los tres parámetros estimados son muy significativos. El mayor inconveniente es que la raíz autorregresiva es prácticamente 1. Dado que hay una fuerte evidencia de que el proceso NO es estacionario en media, es preferible diferenciar la serie e identificar un proceso ARIMA.

El segundo modelo es un ARIMA(1,1,0) con media cero. Su principal ventaja es que el modelo estimado corresponde a un proceso que (una vez diferenciado) es invertible y estacionario (pues no tiene polinomio MA, y el módulo de la raíz AR es $2,9879 > 1$).

Pese a que tiene menos parámetros estimados, el ajuste y los criterios de información son ligeramente mejores. Además, los p-valores de los estadísticos Q de Ljung-Box son más elevados en este segundo modelo, por lo que sus residuos tienen una mayor apariencia de ruido blanco". En resumen, este segundo modelo parece mejor que el primero.

(Pregunta 6)

Respuesta 7

Como en el caso anterior, el primer modelo es un ARMA(1,1) con media distinta de cero, y los tres parámetros estimados son muy significativos. De nuevo, el mayor inconveniente es que la raíz autorregresiva es prácticamente 1. Dado que hay una fuerte evidencia de que el proceso NO es estacionario en media, es preferible diferenciar la serie e identificar un proceso ARIMA.

El segundo modelo es un ARIMA(1,1,0) con media cero. Su principal ventaja es que el modelo estimado corresponde a un proceso que (una vez diferenciado) es invertible y estacionario (pues no tiene polinomio MA, y el módulo de la raíz AR es $1,8658 > 1$).

Pese a que tiene menos parámetros estimados, el ajuste y los criterios de información son ligeramente mejores. Además, los p-valores de los estadísticos Q de Ljung-Box son más elevados en este segundo modelo, por lo que sus residuos tienen una mayor apariencia de ruido blanco". En resumen, este segundo modelo parece mejor que el primero.

(Pregunta 6)

Respuesta 8

En cuanto a los modelos univariantes Como se ha dicho, para ambas series, el segundo modelo es mejor que el primero. En ambos casos corresponde a un proceso invertible y estacionario, el parámetro estimado es significativo y (según los estadísticos Q de Ljung-Box) los residuos parecen ruido blanco.

En cuanto a los modelos de regresión Los cuatro modelos intentan modelizar una relación evidentemente espuria: nada tiene que ver la popularidad del nombre Óscar en EEUU con el consumo de petroleo en Grecia. Consecuentemente ninguna de estas regresiones ofrece un modelo aceptable o, siquiera, razonable.

(Pregunta 8)