

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-petroleum-consumption-in-greece

Datos anuales. Muestra: 1980–2022

Consumo de petroleo en Grecia ConsumoPetroleo

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

Fuente [Energy Information Administration](#)

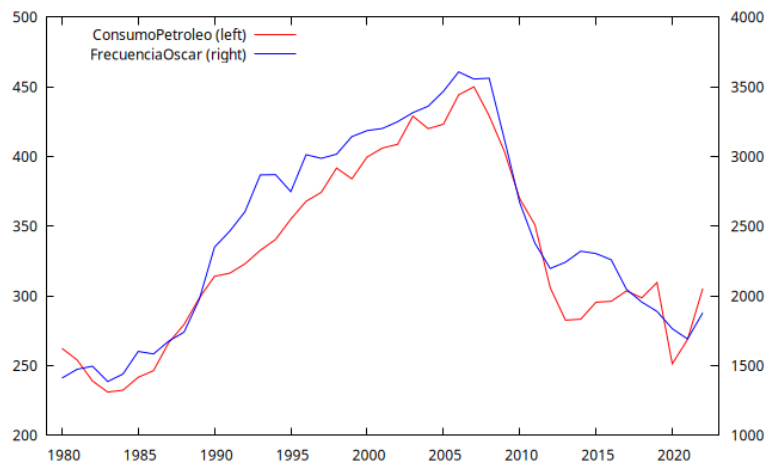
Popularidad del nombre Óscar en EEUU FrecuenciaOscar

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

Fuente [US Social Security Administration](#)

```
open ../../datos/NombreOscarYConsumoDePetroleo.gdt
```

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



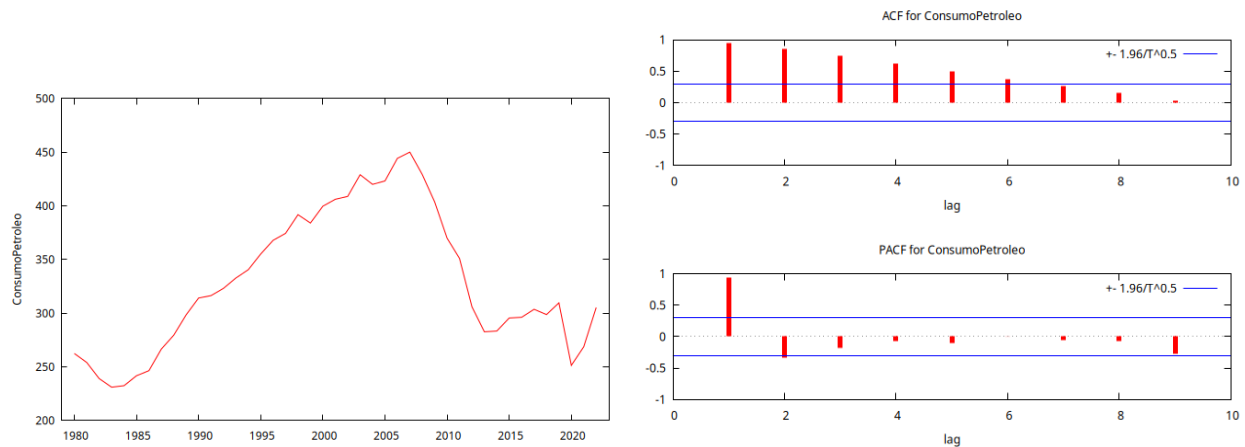
Ficheros: Versión del ejercicio en [pdf](#); [html](#).

- 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"
corrgram 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 2: 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
AR					
Root	1	1.0743	0.0000	1.0743	0.0000
MA					
Root	1	-3.4513	0.0000	3.4513	0.5000

```
series res1petroleo = $uhat
corrgram res1petroleo
```

Autocorrelation function for res1petroleo

***, **, * indicate significance at the 1%, 5%, 10% levels
using standard error $1/\sqrt{T}$

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 petróleo

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

Function evaluations: 12

Evaluations of gradient: 3

Model 4: 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

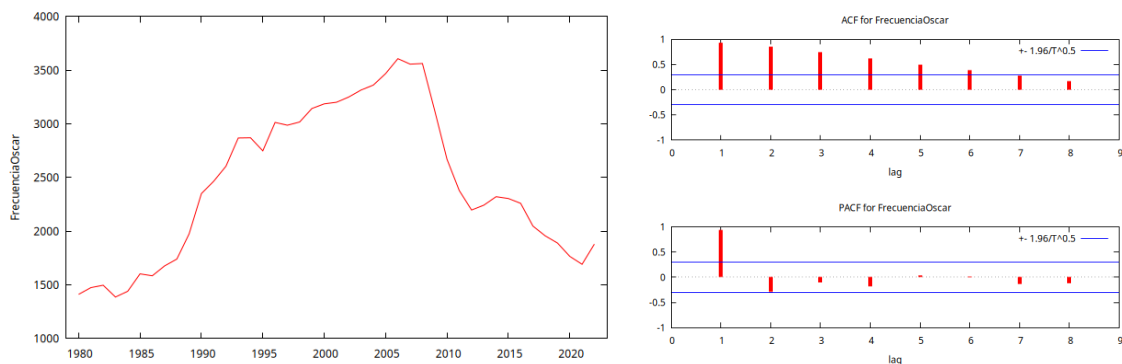
using standard error 1/T^{0.5}

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 6: 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 res10scar = $uhat
corrgram res10scar
```

Autocorrelation function for res10scar
***, **, * indicate significance at the 1%, 5%, 10% levels
using standard error $1/\sqrt{T}$

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 8: 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 res2Oscar = $uhat
corrgm res2Oscar
```

Autocorrelation function for res2Oscar
***, **, * 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: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
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 0 FrecuenciaOscar
modtest --normality --quiet
modtest --white --quiet
modtest --autocorr 1 --quiet
```

Model 12: 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 = $P(\text{Chi-square}(2) > 6.078609) = 0.047868$

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 = $P(\text{Chi-square}(1) > 11.7746) = 0.0006$

Ljung-Box $Q' = 11.8733$,
with p-value = $P(\text{Chi-square}(1) > 11.8733) = 0.000569$

Segundo modelo: regresión del consumo de petroleo 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 14: 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 0 d_FrecuenciaOscar
modtest --normality --quiet
modtest --white --quiet
modtest --autocorr 2 --quiet
```

Model 16: 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 = $P(\text{Chi-square}(2) > 2.712262) = 0.257656$

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 = $P(\text{Chi-square}(2) > 0.355283) = 0.837$

Ljung-Box $Q' = 0.314886$,
with p-value = $P(\text{Chi-square}(2) > 0.314886) = 0.854$

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 18: 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 = $P(\text{Chi-square}(4) > 2.155325) = 0.707216$

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 = $P(\text{Chi-square}(2) > 0.607052) = 0.738$

Ljung-Box $Q' = 0.464447$,
with p-value = $P(\text{Chi-square}(2) > 0.464447) = 0.793$

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 [Contraste de cointegración](#).

([Respuesta 1](#))

Pregunta 2

Discuta si las series temporales **ConsumoPetroleo** y **FrecuenciaOscar** están cointegradas, a partir de los resultados del apartado [Contraste de cointegración](#).

([Respuesta 2](#))

Pregunta 3

¿Contradice la [Regresión en primeras diferencias](#) la posibilidad de que están relacionados el consumo de petróleo 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 petróleo sobre la popularidad del nombre Óscar](#) y la [Regresión en primeras diferencias](#) 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 diagnóstico 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 petróleo en Grecia](#) aparecen dos modelos univariantes. Compare los resultados e 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 e 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.
- [Contraste de cointegración](#): 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:

Etapla 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).

Etapla 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).

Etapla 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.

Etapla 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 [Regresión en primeras diferencias](#) 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 Regresión en primeras diferencias 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 ([Regresión 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 ([Regresión 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_FrecuenciaOscar` 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 petróleo en Grecia. Consecuentemente ninguna de estas regresiones ofrece un modelo aceptable o, ni siquiera, razonable.

(Pregunta 8)