Tutorial para Pruebas de Cointegración de Engle y Granger en EasyReg

Julio César Alonso C.

No. 26

Marzo de 2011

APUNTES DE ECONOMÍA

ISSN 1794-029X

No. 26, Marzo de 2011

Editor

Julio César Alonso C.

jcalonso@icesi.edu.co

Luis Eduardo Jaramillo

Vanessa Ospina López

Asistente de Edición

Gestión Editorial

Departamento de Economía - Universidad Icesi

Apuntes de Economía es una publicación del Departamento de Economía de la Universidad Icesi, cuya finalidad es divulgar las notas de clase de los docentes y brindar material didáctico para la instrucción en el área económica a diferentes niveles. El contenido de esta publicación es responsabilidad absoluta del autor.

www.icesi.edu.co

Tel: 5552334 ext: 8398. Fax: 5551441

Calle 18 # 122-135 Cali, Valle del Cauca, Colombia

UNIVERSIDAD ICESI
DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA

TUTORIAL PARA PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN DE ENGLE Y GRANGER EN EASYREG

Julio Cesar Alonso C[1].

Marzo de 2011

Resumen

Este documento, de carácter pedagógico, presenta la prueba de cointegración de Engle y Granger y muestra paso a paso como efectuar dicha prueba empleando el paquete estadístico EasyReg International. Este documento está diseñado para estudiantes de un curso introductorio al análisis de series de tiempo. Por su simplicidad, puede ser útil para economistas que estén trabajando con series de tiempo y quieran empezar el estudio del concepto de cointegración. Se supone un conocimiento previo de los conceptos básicos de series de tiempo.

Palabras Clave: EasyReg, Pruebas de cointegración, Prueba de de Engle y Granger.

Abstract

This tutorial presents a brief introduction to the Engle and Granger cointegration test and shows step by step how to conduct it using the statistical package EasyReg International. This document is designed for students in an introductory course on time series analysis. Thanks to its simplicity, the tutorial can be useful for economists who are working with time series and want to begin the study of the cointegration concept. This tutorial assumes a prior knowledge of the basic concepts of time series.

Keywords: EasyReg, Engle and Granger cointegration test, Cointegration

[1] Profesor del Departamento de Economía y Director del Centro de Investigación en Economía y Finanzas (CIENFI) de la Universidad Icesi, jcalonso@icesi.edu.co.

Al terminar este tutorial usted estará en capacidad de:

- Realizar la prueba de cointegración de Engle y Granger.

Para este tutorial emplearemos datos trimestrales del Consumo personal $\left(C_t\right)$ y del ingreso personal disponible $\left(YD_t\right)$ para los Estados Unidos en miles de millones de dólares de 1987 para el período 1970:I – 1991:IV. Estos datos corresponden a la Tabla 21.1 en Gujarati (1997). Nuestro objetivo será determinar si existe una relación de largo plazo entre el consumo personal y el ingreso personal disponible. Es decir, probaremos si está presente o no en la muestra la siguiente relación de largo plazo:

$$C_t = \beta_0 + \beta_1 YD_t + \xi_t \qquad (1)$$

Los datos para este ejercicio se pueden encontrar en la página Web del curso.Antes de iniciar, cargue los datos en EasyReg International y compruebe que las dos series son I (1).

1 Prueba de Cointegración de Engle y Granger en dos Etapas.

Recuerde que para comprobar que en efecto existe una relación de largo plazo entre dos variables integradas de orden d[2] es necesario que el error de la ecuación de cointegración sea integrado de orden $d-1$. Dado que hemos demostrado que C_t y YD_t son $I(1)$, entonces para que estas series estén cointegradas se requiere que la serie de errores – ξ_t – en (1) sean $I(0)$. Esto último es lo que esperamos probar con la prueba de cointegración de Engle y Granger.

La prueba de Engle y Granger (1987) implica dos pasos: primero estimar los errores de la posible ecuación de cointegración y segundo determinar si la serie de errores estimados es I(0) (estacionario) o no. Así, esta prueba es muy sencilla.

1.1 Primer Paso: creación de los residuos de la posible ecuación de cointegración.

Corra la regresión de C_t en función de un intercepto y YD_t (como en el modelo (1)). Obtendrá los resultados reportados en la Tabla 1-1. Posteriormente guarde la serie de los residuos.

[2]Y así evitar posibles regresiones espurias.

Tabla 1-1. Resultados de la Regresión de C_t en función de un intercepto y YD_t.

```
Dependent variable:
Y = C

Characteristics:
C
  First observation = 1(=1970.1)
  Last observation  = 88(=1991.4)
  Number of usable observations: 88
  Minimum value: 1.8005000E+003
  Maximum value: 3.2812000E+003
Sample mean:   2.5370420E+003

X variables:
X(1) = YD
X(2) = 1

Model:
Y = b(1)X(1) + b(2)X(2)  + U,
where U is the error term, satisfying
E[U|X(1),X(2)] = 0.

OLS estimation results
Parameters    Estimate     t-value    H.C. t-value
                           (S.E.)     (H.C. S.E.)
                          [p-value]  [H.C. p-value]
b(1)          0.96725     119.871        134.795
                          (0.00807)      (0.00718)
                          [0.00000]      [0.00000]
b(2)       -171.44118      -7.481         -8.702
                          (22.91725)     (19.70164)
                          [0.00000]      [0.00000]
```

Tabla 1-1. Resultados de la Regresión de C_t en función de un intercepto y YD_t. (Cont.)

Notes:
1: S.E. = Standard error
2: H.C. = Heteroskedasticity Consistent. These t-values and
standard errors are based on White's heteroskedasticity consistent variance matrix.
3: The two-sided p-values are based on the normal approximation.

Effective sample size (n):	88
Variance of the residuals:	1290.84088
Standard error of the residuals (SER):	35.928274
Residual sum of squares (RSS):	111012.315698
(Also called SSR = Sum of Squared Residuals)	
Total sum of squares (TSS):	18659237.314432
R-square:	0.9941
Adjusted R-square:	0.9940

Test for first-order autocorrelation:
Durbin-Watson test = 0.531629
REMARK: A better way of testing for autocorrelation
is to specify AR errors and then test the null
hypothesis that the AR parameters are zero.

Jarque-Bera/Salmon-Kiefer test = 2.003418
Null hypothesis: The errors are normally distributed
Null distribution: Chi-square(2))
p-value = 0.36725
Significance levels: 10% 5%

Critical values: 4.61 5.99
Conclusions: accept accept

Breusch-Pagan test = 1.344944
Null hypothesis: The errors are homoskedastic
Null distribution: Chi-square(1)
p-value = 0.24616
Significance levels: 10% 5%
Critical values: 2.71 3.84
Conclusions: accept accept

Information criteria:
Akaike: 7.18551E+00
Hannan-Quinn: 7.20820E+00
Schwarz: 7.24182E+00

If the model is correctly specified, in the sense that the conditional
expectation of the model error U relative to the X variables and all
lagged dependent (Y) variables and lagged X variables equals zero, then
the OLS parameter estimators b(1),b(2), minus their true values, times
the square root of the sample size n, are (asymptotically) jointly
normally distributed with zero mean vector and variance matrix:

5.72968039E-03 -1.60441924E+01
-1.60441924E+01 4.62176244E+04

provided that the conditional variance of the model error U is constant
(U is homoskedastic), or

4.53122440E-03 -1.22128136E+01
-1.22128136E+01 3.41576176E+04

if the conditional variance of the model error U is not constant
(U is heteroskedastic).

1.2 Determinación del Orden de Integración de la Serie de los Residuos Estimados.

Para determinar el orden de integración de los residuos emplearemos la prueba de ADF. Es decir, queremos probar la hipótesis nula de un proceso con raíz unitaria[3] $\left(H_0 : \hat{\xi}_t = \hat{\xi}_{t-1} + \upsilon_t\right)$ versus la hipótesis alterna de que el proceso generador de los datos es un proceso estacionario $\left(H_A : \hat{\xi}_t = \phi_1 \hat{\xi}_{t-1} + \upsilon_t\right)$. Para esto,se empleará el Caso 1 del test de ADF pues los errores de una regresión con intercepto por construcción tienen media cero. Este caso implica correr la siguiente regresión:

$$\Delta\hat{\xi}_t = \gamma\hat{\xi}_{t-1} + \sum_{i=2}^{p} \beta_i \Delta\hat{\xi}_{t-i+1} + \upsilon_t$$

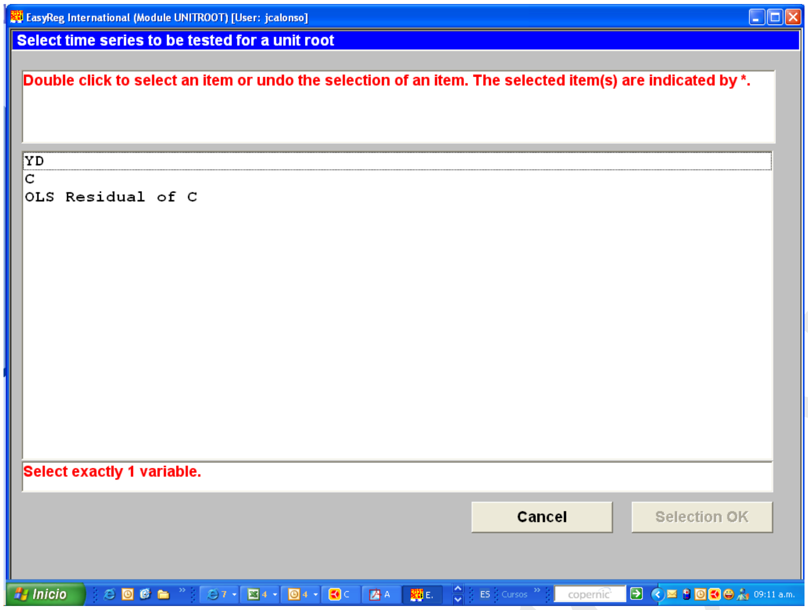
y probar la hipótesis nula que $\gamma = 0$ empleando el estadístico t convencional, pero comparándolo con los valor críticos especiales para este problema. En especial emplearemos los valores críticos provistos por Mackinnon (1991) y no empleando la distribución t ni la distribución de Dickey y Fueller[4].

Para efectuar la prueba de ADF haga clic en "*Menu/Data Analysis/ Unit root tests (root 1)*". Verá la siguiente ventana.

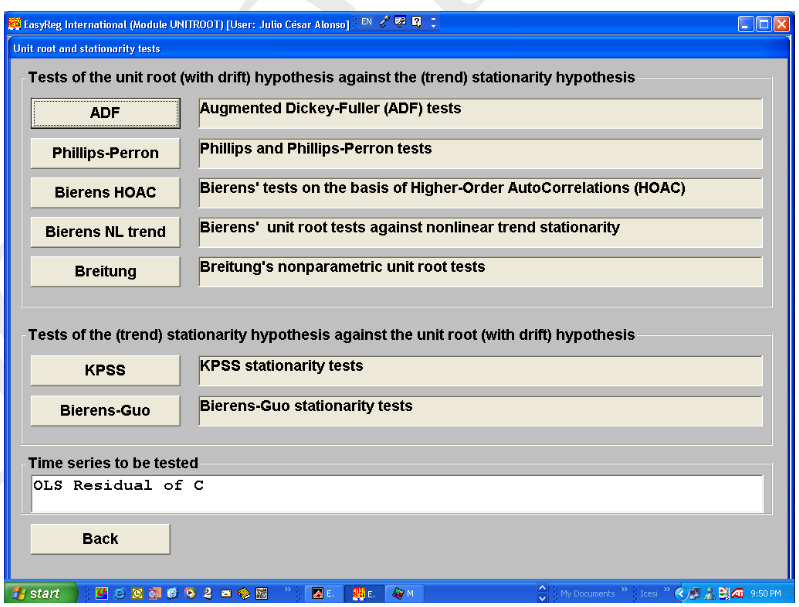
---

[3] Note que dado que la serie $\hat{\xi}$ es el residuo de una regresión por el método de MCO, la media será cero y no existirá tendencia.

[4] En el tutorial 7 se discutió como determinar el número óptimo de rezagos p.



Haga doble clic en la variable "*OLS Residuals of C*" que corresponde a los residuos estimados, y posteriormente haga clic en "*Selection OK*", "*No*" y "*Continue*". Observará la siguiente ventana.



Esta ventana debe ser familiar para usted del Tutorial 7. Ahora haga clic en el botón "*ADF*". En la siguiente ventana haga clic en el botón "*ADF 1*". Y continúe el proceso para determinar el número óptimo de rezagos (si no recuerda cómo hacerlo, consulte el

Tutorial 7). En este caso, el número óptimo de rezagos según los criterios de AIC, HQ y SBC es $p = 1$. Realice de nuevo la prueba de ADF 1 con este número de rezagos óptimos. Observará los siguientes resultados.

Tabla 1-2. Prueba de ADF de los Errores de la Ecuación de Cointegración

```
Augmented Dickey-Fuller (ADF) test 1
Auxiliary model:
z(t)-z(t-1) = a.z(t-1) + b(1).(z(t-1)-z(t-2)) + ...
            + b(p).(z(t-p)-z(t-p-1)) + u(t),
t = p+2,...,n, where u(t) is white noise.
Null hypothesis H(0):
z(t) is a unit root process: a = 0.
Alternative hypothesis (H1):
z(t) is a zero-mean stationary process: a < 0.
The test statistic is the t-value of a.
The default lag width is p = [cn^r], where:
c = 5 and r = .25

References:
   Fuller, W.A. (1996): Introduction to Statistical Time Series
(2nd Ed.). New York: John Wiley
   Said, S.E. and D.A.Dickey (1984): Testing for Unit Roots in
Autoregresive Moving Average of Unknown Order. Biometrika 71, 599-607
   Said, S.E. (1991): Unit Root Test for Time Series Data with a
Linear Time Trend. Journal of Econometrics 47, 285-303
Warning:
This test may have low power against more general stationarity alternatives!
```

Tabla 1-2. Prueba de ADF de los Errores de la Ecuación de Cointegración. (Cont.)

p =1

Variable to be tested:

z(t) = OLS Residual of C

H0: Unit root; H1: Zero mean stationarity

ADF model for z(t)-z(t-1):

OLS estimate t-value Asymptotic critical regions:

z(t-1) -0.2205 -2.8235 < -1.93 (5%)

< -1.60 (10%)

p-value = 0.00000

z(t-1)-z(t-2) -0.1945 -1.8345

Residual s.e.: 24.05062E+000

R-square: 0.17016

n: 86

Test result:

H0 is rejected in favor of H1, at the 5% significance level

Wald test that the lag width can be reduced from 1 to q:

q	Chi-square test	d.f.	5% crit. value	10% crit. value	p-value
0	3.365	1	3.841	2.705	0.06659 (*)

(*) -> significant at the 10% level

Selection of p under the null hypothesis by
the Akaike (AC), Hannan-Quinn (HQ), and Schwarz (SC)
information criteria

	p	AC	HQ	SC
	1	6.46241	6.47390	6.54274
Optimal p:		1	1	1

Es importante anotar que los valores críticos y la decisión que reporta EasyReg en este cálculo no es el apropiado. Cuando estamos haciendo una prueba de cointegración a partir de la prueba de ADF, los valores críticos serán diferentes de los empleados en una prueba de raíces unitarias sencilla. Note que en estos momentos EasyReg no tiene forma de distinguir que lo que estamos haciendo es una prueba de cointegración y no una simple prueba de raíces unitarias. Por esto, nuestra decisión se debe tomar a partir del $t_{calculado}$ que reporta EasyReg (en este caso -2.8235) y del valor crítico apropiado (no reportado por EasyReg). A continuación,, emplearemos como valor crítico el sugerido por MacKinnon (1991). En este caso, el valor crítico corresponde a $\kappa_\infty + \kappa_1/T + \kappa_2/T^2$, donde $T = 86$, $\kappa_\infty = -3.9001, \kappa_1 = -10.534$ y $\kappa_2 = -30.03$ para un nivel de significancia del 1%. Empleando esta fórmula tenemos que los valores críticos son -4.027, -3.408 y -3.094 con niveles de significancia del 1%, 5% y 10%, respectivamente. Note que dados estos valores, no se puede rechazar la hipótesis nula de la existencia de una raíz unitaria en la serie de los errores. Así, podemos concluir que la serie de los errores no es integrada de orden cero y por tanto, las series de consumo e ingreso disponible no están cointegradas.

2 Bibliografía

- Bierens, H. J. (2011), "EasyReg International", Department of Economics, Pennsylvania State University (http://econ.la.psu.edu/~hbierens/EASYREG.HTM)

- Engle, Robert F. and Clive W. J. Granger. 1987. "Co-Integration and error correction: representation, estimation, and testing." *Econometrica*, 55:2, pp. 251-76.

- Gujarati, Damodar. 1997. *Econmetría*: McGraw Hill.

- MacKinnon, J. 1991. "Critical Values dorCointegration Test," in *Long-run Economic Relationships*. Robert F. Engle and Clive W. J. Granger eds. Oxford: Oxford Universty Press, pp. 267-76.