

Pruebas de Raíces Unitarias en EViews

Cesar Humberto Antunez Irgoin^Ω

(Lima, Perú - 2010)

Como la mayoría de series económicas presentan un componente irregular por lo que se analiza la raíz unitaria, en esta parte presentaremos la raíz unitaria que es un indicador de series no son estacionarias. En los últimos años se han realizado varios trabajos para el diseño de series con raíz unitaria, en este trabajo presentaremos la prueba de Dickey – Fuller GLS (ERS) – Fuller Aumentado (ADF), la Prueba Phillips – Perron (PP)¹, la Prueba Kwiatkowski, Phillips, Smichdt y Shin (KPSS) y el contraste de Elliott, Rothenberg y Stock Point Optimal (ERS) que es alternativo a la prueba de Ng Perron.²

Si consideramos el siguiente modelo:

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Donde ε representa un término de error estocástico que presenta los supuestos clásicos, esto quiere decir que tiene una media cero, varianza constante y no está correlacionada (esto quiere decir que el término error es “ruido blanco”).

Como el coeficiente de Y_{t-1} es 1, nace la raíz unitaria que presenta un escenario de no estacionalidad. En la Econometría se denomina a una serie que presenta una raíz unitaria como un camino o paseo aleatorio “Random Walks”.

Si establecemos un parámetro para el coeficiente de Y_{t-1} la regresión estaría representada como:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \dots (I)$$

Donde $\rho = 1$, entonces la variable estocástica Y_t presentará una raíz unitaria, por lo que será necesario diferenciarla una vez. Para esto restaremos Y_{t-1} a ambos miembros de la ecuación anterior:

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Si factorizamos Y_{t-1} en el lado derecho de la ecuación y definimos $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$, como el operador de primera diferencia:

^Ω Es importante mencionar que este documento está todavía en proceso, así que se agradecería enviar todos los errores u horrores que encuentres, así como sugerencias para mejorarlo. Correcciones a: nakatabox@hotmail.com

¹ Una diferencia entre la prueba de Dickey – Fuller y la prueba de Phillips – Perron es que esta última realiza una corrección no paramétrica, por la presencia de la autocorrelación mayor a uno de la serie.

² El Ng Perron es opcional para cualquier trabajo de series de tiempo, pero una de las más aplicadas últimamente que también es opcional es la prueba de Elliott – Rothenberg y Stock Point Optimal que se desarrollará en el presente trabajo.

$$\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Ahora establecemos la hipótesis nula que sería $\gamma = 0$, donde la serie estocástica Y_t presenta una raíz unitaria.

Después se estima la ecuación (I), se divide el ρ entre el error estándar para calcular el estadístico τ (tau) de Dickey – Fuller, luego se consulta en la tabla de Dickey Fuller para ver si la probabilidad de rechazar la hipótesis nula $\rho = 1$ (la no presencia de raíz unitaria en la serie).

Si la serie no es estacional hay que diferenciarla que regularmente es hasta dos veces. Si la serie es diferenciada una vez y esta es estacional entonces se dice que la serie es integrada de orden uno y se representa por $I(1)$, de igual manera si la serie original (que representa un “Random Walks”) es diferenciada dos veces y esta es estacionaria se dice que es integrada de orden dos $I(2)$.

LA PRUEBA DE DICKEY – FULLER GLS (ERS)

Después de la publicación de Nelson y Plosser (1982), que trata sobre las propiedades dinámicas de determinadas series temporales macroeconómicas y financieras, se comienza a desarrollar innumerables publicaciones como: El enfoque clásico considera que los shocks corrientes como efectos temporales, en las series de tiempo y no inciden en el comportamiento a largo plazo de las mismas.

Nelson y Plosser (1982) cambian este punto de vista, al argumentar que si se utilizan las técnicas estadísticas desarrolladas por Dickey y Fuller (1979, 1981) (DF), se puede concluir que los shocks corrientes tienen efectos en el comportamiento a largo plazo de la mayor parte de las series macroeconómicas y financieras.³

Para saber como los shock tiene efectos de largo plazo en las series, debemos plantear la hipótesis nula, que sería el coeficiente de Y_{t-1} , que sigue un estadístico τ (tau), que cuyos valores han sido trabajados por Dickey – Fuller, pero que son limitados, por eso MacKinnon desarrollo tablas más extensas que son incorporadas en EViews.

La pruebas de Dickey – Fuller puede ser estimada de tres distintas formas, bajo tres hipótesis nulas distintas.

- ▣ Si Y_t es un camino aleatorio (Random Walks)
 $\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t$, en este modelo no sea incorporado ni la tendencia ni el intercepto.
- ▣ Si Y_t es un camino aleatorio (Random Walks) con intercepto (drift)

³ Badillo Amador-Rosa, Belaire Franch-Jorge y Contreras Bayarri-Dulce. “Contrastes de Raíz Unitaria para Series Temporales en Presencia de Cambios Estructurales”, Dirección del Departamento de Análisis Económico. Archivo Acrobat, DT 00-06. Pág.:1

$\Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t$, en este modelo se incorpora el intercepto.

- Si Y_t es un camino aleatorio (Random Walks) con intercepto (drift) y con tendencia.

$\Delta Y_t = \alpha + \beta.t + \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t$, este es un modelo mas completo.

En cada uno de los casos la hipótesis nula es que existe una raíz unitaria (serie no estacionaria) y la hipótesis alternativa es $\gamma < 0$, que representa la estacionalidad de la serie Y_t , con media distinta de cero y con una tendencia determinística.

H_0 : La serie de tiempo no es estacionaria ($\gamma=0$) y presenta raíz unitaria.

Por lo que $\gamma=0$, $\alpha=0$ y $\beta=0$

H_1 : La serie de tiempo es estacionaria ($\gamma < 0$) y no presenta raíz unitaria.

Por lo que $\gamma < 0$, $\alpha \neq 0$ y $\beta \neq 0$.

El procedimiento a seguir es para calcular el Dickey – Fuller es: Primero calcular el modelo por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), después se divide el coeficiente de Y_{t-1} entre su error estándar, para de esta manera calcular el estadístico de tau (τ) y después consultando la tabla de MacKinnon nos dirá si existe o no la raíz unitaria.

| t-calculado (t-estadístico o tau) | > | t-crítico de la tabla de MacKinnon |

Esto quiere decir que si el t - calculado en valor absoluto es mayor que el t – crítico de la tabla de MacKinnon o de DF en valor absoluto, entonces diremos que a series es estacionaria y no existe raíz unitaria.

| t-calculado (t-estadístico o tau) | < | t-crítico de la tabla de MacKinnon |

Esto quiere decir que el valor absoluto de tau no excede el t – crítico al 1%, 5% o 10% de la tabal de DF o MacKinnon, diremos que la serie es estacionaria y que presenta raíz unitaria.

- Hasta ahora hemos explicado la prueba de Dickey – Fuller (DF) que explica todos los manuales de econometría, pero incorporamos los trabajos de Elliott - Rothenberg y Stock (1996) o más conocido como (ERS), para obtener la prueba de GLS (ERS), esta es una de las novedades de EViews 7.

En forma resumida mencionare que esta prueba DFGLS consiste extraer primero la tendencia de la serie original, pero se trata de una casi diferencia (cuasidiferencia) dada por $Y_t - aY_{t-1}$, donde a toma el valor de uno en el caso de Dickey Fuller Aumentado. Por lo que el valor de a representará un punto específico contra el cual se contrastará la hipótesis nula de un valor menor que uno.

H_0 : $a = 1$, la serie presenta raíz unitaria (la serie no es estacionaria)

H_1 : $a < 1$, la serie no presenta raíz unitaria (la serie es estacionaria)

Después el procedimiento es el mismo que hemos mencionado líneas arriba, pero esta vez consultaremos la tabla de Elliott - Rothenberg y Stock (1996).

A continuación expondremos la prueba con más detalle:

TEST DICKEY-FULLER CON GLS TENDENCIALMENTE (DFGLS)

Usted habrá notado anteriormente, que puede incluir una constante, o una constante y una tendencia de tiempo lineal, en su ADF prueba regresión. Para estos dos casos, ERS (1996) propone una modificación simple del ADF prueba la tendencia determinística para que las variables explicativas.

ERS definen una cuasi-diferencia donde "a" toma el valor de uno para ADF. Aquí el valor de "a" representa el punto específico contra el cual contrastamos la hipótesis nula (valor menor de uno).⁴

$$d(y_t / a) = \begin{cases} y_t & \text{si } t = 1 \\ y_t - ay_{t-1} & \text{si } t > 1 \end{cases}$$

H_0 : La serie es estacional en tendencia.

H_1 : La serie es no presenta estacionalidad en tendencia.

Luego, considere una regresión de OLS (MCO) de los datos cuasi-diferenciado $d(y_t / a)$ en los cuasi-diferenciamos $d(x_t / a)$

$$d(y_t / a) = d(x_t / a)' \delta(a) + \eta_t$$

Donde x_t contiene una constante, una constante y tendencia, y permitió $\hat{\delta}(a)$ sea las estimaciones de OLS (MCO) de esta regresión.

Todos que nosotros necesitamos ahora son un valor para "a". ERS recomiendan el uso de $a = \bar{a}$, dónde:

$$\bar{a} = \begin{cases} 1 - 7/T & \text{si } x_t = \{1\} \\ 1 - 13.5/T & \text{si } x_t = \{1, t\} \end{cases}$$

Nosotros definimos los GLS tendencia datos ahora, y_t^d mientras usando las estimaciones asociadas con el \bar{a} :

$$y_t^d \equiv y_t - x_t' \hat{\delta}(\bar{a})$$

Entonces la prueba de DFGLS involucra estimando el ADF normal pruebe la ecuación, $\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + x_t' \delta + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \beta_p \Delta y_{t-p} + v_t$, después de sustituir el y_t^d determinístico de GLS para el original y_t :

⁴ Hay que mencionar que en comparación con DF y ADF esta prueba es la más potente que las dos anteriores

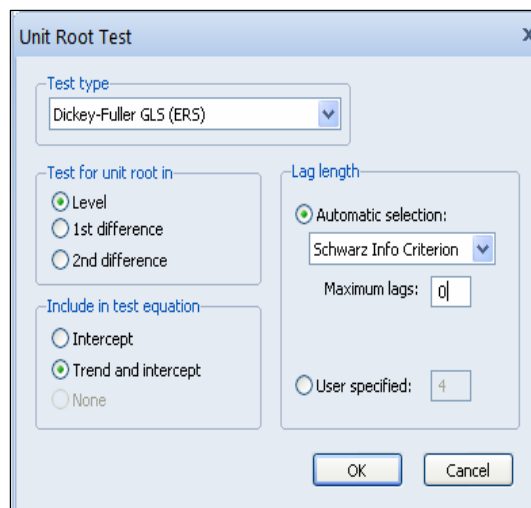
$$\Delta y_t^d = \alpha y_{t-1}^d + \beta_1 \Delta y_{t-1}^d + \dots + \beta_p \Delta y_{t-p}^d + v_t$$

Note que en la ecuación anterior nosotros no incluimos x_t el en la DFGLS prueba ecuación. Como con la prueba de ADF, nosotros consideramos el t - ratio para proporción para α de esta ecuación de la prueba.

Mientras el DFGLS proporción una distribución Dickey con la constante sólo en este caso, la distribución del asintota difiere cuando usted incluye una constante y tendencia. ERS (1996, tabla 1, pág. 825) simula los valores críticos de la estadística de la prueba en esta última escena para $T = \{50,100,200,\dots,\infty\}$. Así EViews nos proporciona los valores críticos usando, en las simulaciones de MacKinnon sin constante.

Como realizar la prueba de EViews

Para realizar la prueba seleccionamos la serie original, para nuestro caso hemos seleccionado el PBI, abriendo la ventana seleccionamos el boton Open \Rightarrow View / Unit Root Test... \Rightarrow en Test Type seleccionamos Dickey – Fuller GLS (ERS), se marcara el Level (sin diferenciar la serie) donde seleccionaremos intercepto y tendencia (Trend and intercept) \Rightarrow en Lags length marcaremos el criterio de selección de rezagos (Lags) máximo cero \Rightarrow OK.



DF-GLS Unit Root Test on PBI				
Null Hypothesis: PBI has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)				
				t-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic				-4.357277
Test critical values:				
	1% level			-3.460300
	5% level			-2.929400
	10% level			-2.638950
*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)				
DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals				
Dependent Variable: D(GLSRESID)				
Method: Least Squares				
Date: 09/11/10 Time: 19:12				
Sample (adjusted): 1993M02 2009M12				
Included observations: 203 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GLSRESID(-1)	-0.180617	0.041452	-4.357277	0.0000
R-squared	0.085690	Mean dependent var		0.116852
Adjusted R-squared	0.085690	S.D. dependent var		7.481053
S.E. of regression	7.153349	Akaike info criterion		6.777952
Sum squared resid	10336.42	Schwarz criterion		6.794273
Log likelihood	-686.9622	Hannan-Quinn criter.		6.784555
Durbin-Watson stat	1.977397			

H_0 : La serie presenta raíz unitaria con componente determinístico.

H_1 : La serie no presenta raíz unitaria (la serie es estacionaria)

De la prueba de DFGLS se tiene:

I t-estadístico I > I t-crítico de la tabla de (ERS) al 1%,5% y 10% I

I -4.3573I > I -3.46 (al nivel de 1%), -2.93 (al nivel de 5%) y -2.64 (al nivel de 10%) I

Y con un $a = -0.180167$, que tiene una probabilidad muy baja (prob = 0%<5%), por lo que es significativo el componente determinístico. También se puede observar del cuadro que el valor absoluto del t-estadístico (4.3573I) excede al valor absoluto del t-crítico en 1% (3.46), 5%(2.93) y 10%(2.64). Por lo que se puede mencionar que la serie del PBI no presenta raíz unitaria (la serie es estacionaria).

PRUEBA DE DICKEY – FULLER AUMENTADO (ADF)

En la prueba original de Dickey – Fuller (DF) se supone que el término error (ε_t) no esta correlacionado.

Por lo que Dickey – Fuller, Said y Dickey (1984), Phillips (1987) y Phillips- Perron (1988) modificaron la prueba original, con el fin de que ε_t no es ruido blanco.⁵

Para esto consideraron que la serie de tiempo puede se representa como un proceso autoregresivo de orden p.

$$Y_t = \alpha + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \dots + \beta_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

Cuando se extrae el término de $\beta_p Y_{t-p+1}$ nos da:

$$\Delta Y_t = \alpha + \phi Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \psi_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \dots (II)$$

Donde:

$$\phi = -\left(1 - \sum_{i=1}^p \beta_i\right) \quad \wedge \quad \beta_i = \sum_{j=1}^p \beta_j$$

El número de rezagos óptimo para el modelo se termina de manera empírica, siendo la idea de incluir los términos suficientes para que el error del modelo no este seriamente relacionado.

De la ecuación II, se despende tres modelos de serie de tiempo que son: El paseo aleatorio (Random Walks) pero, el paseo aleatorio con intercepto (drift) y paseo aleatorio con intercepto y tendencia (componente determinístico).

- Paseo aleatorio puro:

⁵ He aquí el nombre de de Dickey – Fuller Aumentado, por que a los autores iniciales se incorporaron Said, Phillips y Perron.

$$\Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \psi_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

- Paseo aleatorio con drift:

$$\Delta Y_t = \alpha + \phi Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \psi_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

- Paseo aleatorio con drift y tendencia:

$$\Delta Y_t = \alpha + \phi Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \psi_i \Delta Y_{t-i+1} + \delta \cdot t + \varepsilon_t$$

(Ecuación completa, que se recomienda para realizar el test)

Si observamos la última ecuación incorpora la sumatoria (que estaba presente en la ecuación II) hasta p rezagos de la primera diferencia de la variable. Esta está sumatoria establece la representación aumentada de la prueba de ADF, a su vez que corrige la presencia de correlación serial en los residuo de la ecuación, pero si la serie analizada presenta un orden de autorregresión superior a uno.

Entonces el elemento a tomar en cuenta son los valores de MacKinnon (que no evalúa la típica prueba t , por que bajo la hipótesis nula, el estadístico $\hat{\phi}/\sigma_{\hat{\phi}}$, no presenta un distribución t conocida), que resultan más generales que los valores de la tabla de Dickey – Fuller.

Si usamos el modelo general la hipótesis nula es $\phi = 0$, que nos dice de la presencia de una raíz unitaria en la serie. Si se rechaza la hipótesis nula se concluye que dicha serie no presenta raíz unitaria.⁶

Pero si uno quiere ser más riguroso en la determinación de un componente determinístico tendríamos que basarnos en Walter Enders (1995) que presenta un procedimiento más general que a continuación presentaremos:

Procedimiento de Walter Enders para la Raíz Unitaria (R.U)

- τ_t → Estadístico asociado a la hipótesis $\phi = 0$, en la ecuación completa.
- $\tau_{\phi,t}$ → Estadístico asociado a la hipótesis $\delta=0$ dado $\phi = 0$, en la ecuación completa.
- $\tau_{\phi,t}^{Crit}$ → 2.79 (valor crítico para una confianza del 95%; 100 observaciones).
- τ_{δ} → Estadístico asociado a la hipótesis nula $\phi = 0$, en la ecuación sin tendencia (sólo intercepto).
- $\tau_{\alpha\delta}$ → Estadístico asociado a la hipótesis $\alpha= 0$ dado $\phi = 0$, en la ecuación sin tendencia (solo intercepto).
- $\tau_{\alpha\delta}$ → 2.54 (valor crítico para una confianza del 95%; 100 observaciones).

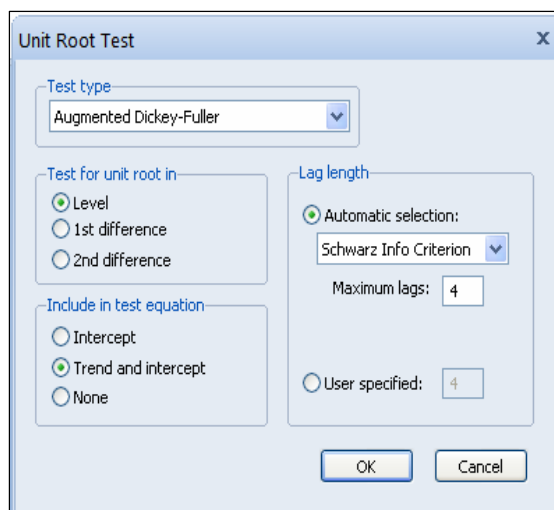
⁶ Una recomendación es utilizar el modelo General que incluye el intercepto y la tendencia, para no cometer el error de no rechazar la hipótesis nula (presencia de una raíz unitaria en la serie), cuando ella realmente no existe una raíz unitaria. Por lo que se estaría cometiendo el Error tipo II, por esto al realizar el test se selecciona el intercepto y la tendencia.

También es importante evaluar la significancia individual de α (Drift) y δ (coeficiente del primer rezago) para establecer si es valido la inclusión de estos dos términos en la ecuación

- τ → Estadístico asociado a la hipótesis $\phi = 0$, en la ecuación sin componentes determinísticos.
- MacK → Estadístico de MacKinnon (5% de significancia) reportado por EViews en cada ventana del test.

Como realizar la prueba de EViews

Para realizar la prueba seleccionamos la serie original, para nuestro caso hemos seleccionado el PBI, abriendo la ventana seleccionamos el botón Open ⇒ View / Unit Root Test... ⇒ en Test Type seleccionamos Augmented Dickey – Fuller, se marcará el Level (sin diferenciar la serie) donde seleccionaremos intercepto y tendencia (Trend and intercept), también por la recomendación mencionada líneas atrás ⇒ en Lags length marcaremos el criterio de selección de rezagos (Lags) máximo 4 ⇒ OK.



Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on PBI				
Null Hypothesis: PBI has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.239580	0.8989
Test critical values:				
	1% level		-4.004836	
	5% level		-3.432566	
	10% level		-3.140059	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(PBI)				
Method: Least Squares				
Date: 09/15/10 Time: 19:07				
Sample (adjusted): 1993M06 2009M12				
Included observations: 199 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PBI(-1)	-0.057181	0.046129	-1.239580	0.2166
D(PBI(-1))	-0.291186	0.073049	-3.986193	0.0001
D(PBI(-2))	-0.206957	0.066492	-3.112490	0.0021
D(PBI(-3))	-0.420970	0.064758	-6.500637	0.0000
D(PBI(-4))	-0.446095	0.066597	-6.698459	0.0000
C	5.478286	3.982643	1.375540	0.1706
@TREND(1993M01)	0.035226	0.023686	1.487224	0.1386

H_0 : La serie del PBI presenta una raíz unitaria (la serie no es estacionaria)

H_1 : La serie del PBI no presenta una raíz unitaria (la serie es estacionaria)

De la prueba de Augmented Dickey – Fuller (ADF) se tiene:

| t-estadístico | < | t-crítico de la tabla de MacKinnon al 1%,5% y 10% |

| -1.239581 | < | -4.01 (al nivel de 1%), -3.43 (al nivel de 5%) y -3.14 (al nivel de 10%) |

Como el t-MacKinnon en valor absoluto es mayor que el t-estadístico no se rechaza la hipótesis nula, por lo que la serie presenta una raíz unitaria, lo que nos dice que debemos disminuir a tres rezagos la serie.

Si abrimos la serie PBI ⇒ View ⇒ Unit Root Test... ⇒ se marca el level y Trend and intercept y se digita 3 rezagos (Lags) ⇒ OK. Y luego para 2 Rezagos tenemos:

ADF con 3 rezago (Lags)

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on PBI				
Null Hypothesis: PBI has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
Test critical values:			1% level	-4.004599
			5% level	-3.432452
			10% level	-3.139991
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(PBI)				
Method: Least Squares				
Date: 09/15/10 Time: 19:32				
Sample (adjusted): 1993M05 2009M12				
Included observations: 200 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PBI(-1)	-0.122613	0.049867	-2.458813	0.0148
D(PBI(-1))	-0.084615	0.073246	-1.155215	0.2494
D(PBI(-2))	-0.094564	0.071140	-1.329266	0.1853
D(PBI(-3))	-0.323819	0.069803	-4.639071	0.0000
C	10.74123	4.317150	2.488038	0.0137
@TREND(1993M01)	0.065564	0.025687	2.552421	0.0115

ADF con 2 rezago (Lags)

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on PBI				
Null Hypothesis: PBI has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=2) max rezago 2				
Baja probabilidad (0.23% < 5%) de Ho, por lo que se rechaza Ho.				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
Test critical values:			1% level	-4.003902
			5% level	-3.432115
			10% level	-3.139793
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(PBI)				
Method: Least Squares				
Date: 09/15/10 Time: 19:25				
Sample (adjusted): 1993M02 2009M12				
Included observations: 203 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PBI(-1)	-0.197267	0.044292	-4.453730	0.0000
C	16.99122	3.884034	4.374632	0.0000
@TREND(1993M01)	0.100473	0.023345	4.303903	0.0000

El valor absoluto del t calculado es mayor que el t de tabla. Por lo que se rechaza la hipótesis nula.

Intercepto y tendencia son significativos.

Podemos apreciar que en el primer cuadro con 3 rezagos el valor absoluto obtenido (2.4588) es menor que los valores críticos (4.00 y 3.44) de la tabla de MacKinnon, también tiene una probabilidad Significativa de 34.8% (mayor 5%) de no rechazar la hipótesis nula. Por lo que decimos que la serie presenta una raíz unitaria.

Si analizamos la serie con 2 rezagos, tenemos que el valor obtenido es mayor en valor absoluto a los de la tabla de MacKinnon al 1% y 5%. También presenta una baja probabilidad de no rechaza H_0 (0.23% < 5%) y si observamos la probabilidad de los coeficientes de intercepto y tendencia resultan ser significativo (probabilidad menor del 5%).

Como $ADF = |-4.453730| > |VC_{5\%}| = |-2.88212|$ entonces se rechaza la hipótesis nula, por lo que se concluye que el PBI en estacionario con 2 rezagos y es integrada de orden cero.

PRUEBA DE PHILLIPS - PERRON (PP)

En esta prueba de raíz unitaria fue desarrollada por Phillips y Perron, que al igual que ADF plantean la hipótesis nula $\phi = 1$ en la ecuación.

$$\Delta Y_t = \alpha + \phi Y_{t-1} + \delta.t + \varepsilon_t$$

Pero la diferencia radica que la prueba ADF, no existe termino de diferencia retardada, además PP utilizan métodos estadístico no paramétricos para evitar la

correlación serial en los términos del error, sin añadir términos de diferencia rezagada en la ecuación (esta es la principal diferencia).

“Según Perron (1989), si se prescindiera de aquellos datos que representan un comportamiento anómalo en la evolución de la serie, a través de la inclusión de variables dummy, aquella presentaría un comportamiento estacionario. Así, Perron (1989) propone una modificación del test de DF que permite, bajo la hipótesis nula (H_0) de raíz unitaria, la hipótesis alternativa (H_1) de estacionariedad alrededor de una función de la tendencia determinista que presenta un cambio en su intercepto en 1929 (un crash) y en su pendiente en 1973 (una disminución en su crecimiento).”⁷

Phillips - Perron parte de la estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios y luego el t-estadístico del coeficiente ρ es corregido.

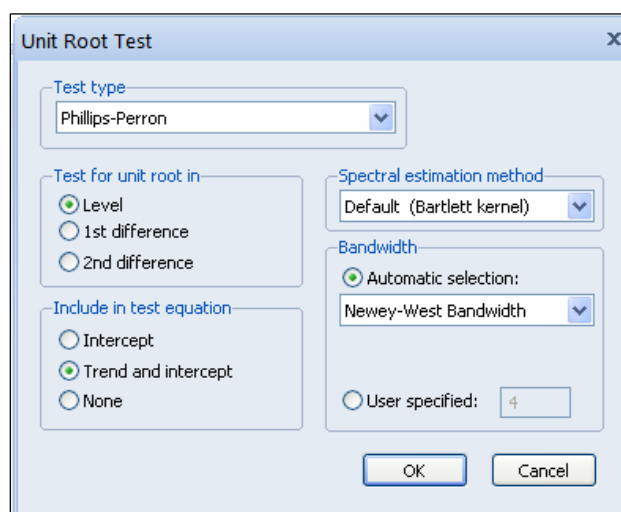
H_0 : La trayectoria de la raíz unitaria con tendencia en la serie.

H_1 : Estacionalidad con tendencia de la serie.

Si el t-student asociado al coeficiente de Y_{t-1} es mayor en valor absoluto al valor crítico de MacKinnon, entonces se rechaza la hipótesis nula de la existencia de una raíz unitaria con tendencia en la serie.

Como realizar la prueba de EViews

Para realizar la prueba seleccionamos la serie original, para nuestro caso hemos seleccionado el PBI, abriendo la ventana seleccionamos el botón Open \Rightarrow View / Unit Root Test... \Rightarrow en Test Type seleccionamos Phillips - Perron, se marcara el Level (sin diferenciar la serie) donde seleccionaremos intercepto y tendencia (Trend and intercept), en el estimation method (método de estimación) se seleccionará por defecto Bartlett Kernel (que asumen varianza constante), en Bandwidth (ancho de banda que nos indica el número de rezagos a utilizar) esta vez marcaremos la Automatic selection (sección automática), para que nos de el criterio de selección de rezagos, por el metodo de Newey – West Bandwidth (para usar el método de corrección serial).



⁷ Badill mador-Rosa, Belaire Franch-Jorge y Contreras Bayarri-Dulce. “Contrastes de Raíz Unitaria para Series Temporales en Presencia de o A Cambios Estructurales”, Dirección del Departamento de Análisis Económico. Archivo Acrobat, DT 00-06.

Los resultados obtenidos nos muestran que el ancho de banda escogido es de 56, también el valor de Phillips – Perron obtenido en valor absoluto es 7.386 que es mayor al valor absoluto de la tabla de MacKinnon al 1% (4.004), al 5% (3.432) y al 10% (3.1397).

H_0 : El PBI presenta una raíz unitaria con tendencia.

H_1 : La serie del PBI es estacional con tendencia

También la probabilidad de no rechazar H_0 según la tabla es de 0% (menor del 5%).

Otro valor que se aprecia es el valor de la tendencia de la serie es significativa para el modelo (prob=0% < 5%).

Por lo que se rechaza la hipótesis nula y se dice que la serie del PBI es estacional con tendencia.

Phillips-Perron Unit Root Test on PBI		
Null Hypothesis: PBI has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Bandwidth: 56 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel		
	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-7.386488	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.003902
	5% level	-3.432115
	10% level	-3.139793
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		
Residual variance (no correction)		50.62069
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		138.8960

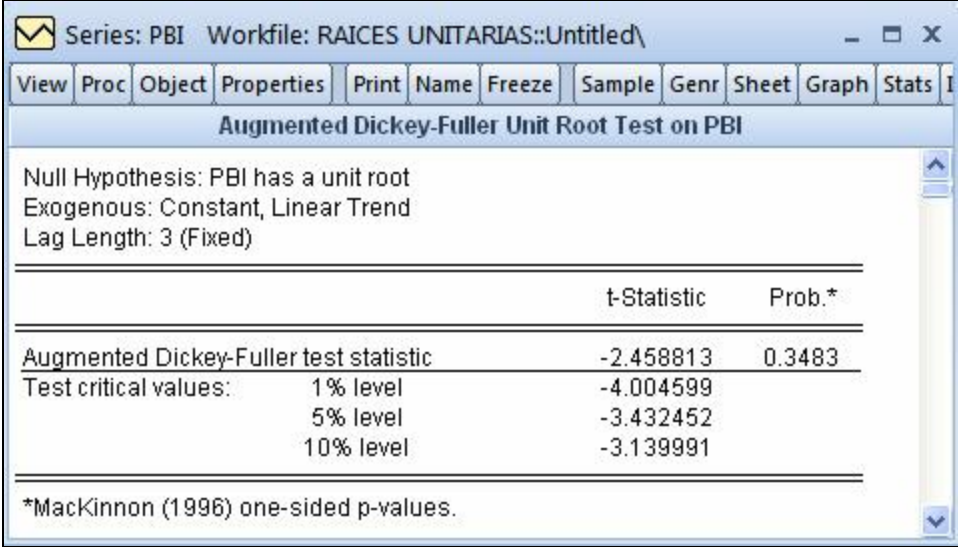
Phillips-Perron Unit Root Test on PBI				
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(PBI)				
Method: Least Squares				
Date: 10/02/10 Time: 13:00				
Sample (adjusted): 1993M02 2009M12				
Included observations: 203 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PBI(-1)	-0.197267	0.044292	-4.453730	0.0000
C	16.99122	3.884034	4.374632	0.0000
@TREND(1993M01)	0.100473	0.023345	4.303903	0.0000
R-squared	0.091035	Mean dependent var		0.674209
Adjusted R-squared	0.081945	S.D. dependent var		7.481053
S.E. of regression	7.167984	Akaike info criterion		6.791794
Sum squared resid	10276.00	Schwarz criterion		6.840758
Log likelihood	-686.3671	Hannan-Quinn criter.		6.811603
F-statistic	10.01522	Durbin-Watson stat		1.956643
Prob(F-statistic)	0.000072			

Si repetimos el mismo procedimiento pero esta vez seleccionaremos como ancho de banda 3. Se puede apreciar en cuadro de la hoja 35, que el valor estadístico – PP en valor absoluto es menor al 5% y 10% de la tabla de MacKinnon.

H_0 : El PBI presenta una raíz unitaria con tendencia.

H_1 : La serie del PBI es estacional con tendencia

También la probabilidad de no rechaza la hipótesis nula es alta (34.8% > 5%), por lo que no se rechaza la hipótesis nula y se puede concluir que la serie del PBI con tendencia presenta raíz unitaria.



Series: PBI Workfile: RAICES UNITARIAS::Untitled\

View Proc Object Properties Print Name Freeze Sample Genr Sheet Graph Stats I

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on PBI

Null Hypothesis: PBI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 3 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.458813	0.3483
Test critical values:		
1% level	-4.004599	
5% level	-3.432452	
10% level	-3.139991	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Por eso para estar seguro que la serie no tenga una raíz unitaria aplicaremos la primera diferencia a la serie.

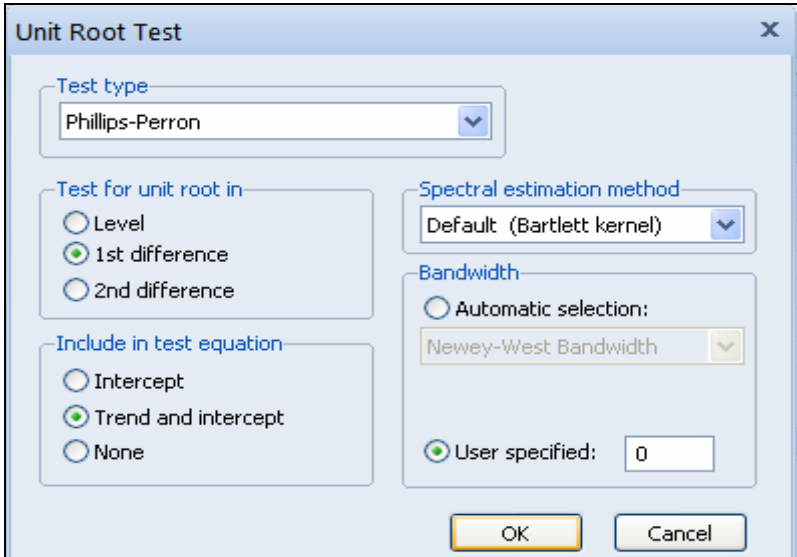
Primera diferencia de la serie

H_0 : ΔPBI presenta una raíz unitaria con tendencia (ΔPBI no es estacionaria)

H_1 : ΔPBI no presenta una raíz unitaria (ΔPBI es estacionaria)

Como realizar la prueba de EViews

Realizaremos el mismo procedimiento que el anterior pero esta vez marcaremos la primera diferencia (1st difference) y seleccionaremos como ancho de banda primero 0 como se muestra en la figura y luego marcaremos como ancho de banda 4, para estar seguro que no exista la raíz unitaria en la serie del PBI.



Unit Root Test

Test type: Phillips-Perron

Test for unit root in:

- Level
- 1st difference
- 2nd difference

Spectral estimation method: Default (Bartlett kernel)

Bandwidth:

- Automatic selection: Newey-West Bandwidth
- User specified: 0

Include in test equation:

- Intercept
- Trend and intercept
- None

OK Cancel

Phillips-Perron Unit Root Test on D(PBI)		
Null Hypothesis: D(PBI) has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Bandwidth: 0 (Used-specified) using Bartlett kernel		
	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-15.36429	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.004132
	5% level	-3.432226
	10% level	-3.139858
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

En el cuadro anterior se puede apreciar que el valor absoluto de test de PP es mayor al valor absoluto de la tabla de MacKinnon al 5% (que es el valor que nos interesa).

Test-PP (15.36) > MacKinnon al 5% (3.43)

Por lo que se rechaza ala hipótesis nula

Phillips-Perron Unit Root Test on D(PBI)		
Null Hypothesis: D(PBI) has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Bandwidth: 4 (Used-specified) using Bartlett kernel		
	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-17.60844	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.004132
	5% level	-3.432226
	10% level	-3.139858
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

En este cuadro se puede apreciar que el valor absoluto de test de PP es mayor al valor absoluto de la tabla de MacKinnon al 5% (que es el valor que nos interesa).

Test-PP (17.60) > MacKinnon al 5% (3.43)

Por lo que se rechaza ala hipótesis nula y se concluye que Δ PBI es estacionaria.

PRUEBA KWIATKOWSKI, PHILLIPS, SMICHDY Y SHIN (KPSS)

Los autores proponen contrastar como hipótesis nula la hipótesis de estacionalidad en tendencias, he aquí la principal diferencia con los anteriores contrastes de raíces unitarias.

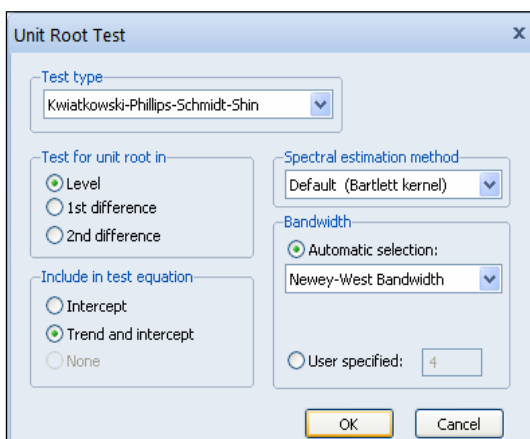
La prueba KPSS es tan utilizada como las otras pruebas de raíces unitarias. En la actualidad es muy útil en la investigación, para saber si la serie es fraccionalmente integrada.

H_0 : La serie es estacional en tendencia.

H_1 : La serie es no presenta estacionalidad en tendencia.

Como realizar la prueba de EViews

Para realizar la prueba seleccionamos la serie del PBI, abriendo la ventana seleccionamos el botón Open \Rightarrow View / Unit Root Test... \Rightarrow en Test Type seleccionamos Kwiatkowski –Phillips -Smichdt -Shin, se marcara el Level (sin diferenciar la serie) donde seleccionaremos intercepto y tendencia (Trend and intercept), en el estimation method (método de estimación) se seleccionará por defecto Bartlett Kernel, en Bandwidth (ancho de banda) esta vez marcaremos la Automatic selection (sección automática), para que nos de el criterio de selección de rezagos, por el metodo de Newey – West Bandwidth.



KPSS Unit Root Test on PBI	
Null Hypothesis: PBI is stationary	
Exogenous: Constant, Linear Trend	
Bandwidth: 10 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel	
	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.396265
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)	
Residual variance (no correction)	133.2387
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	923.3391

Se puede apreciar que el valor de KPSS es 0.396 y es mayor al valor de tabla al 5%

Siendo el estadístico de KPSS de 0.396 mayor que el valor crítico al 5%, por lo que podemos afirmar que existe evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula que menciona que PBI sigue un proceso estacionario en tendencia.

Statistic-KPSS (0.396) > 5% valor de tabla (0.146) \rightarrow se rechaza H_0

CONTRASTE ELLIOT, ROTHENBERG, AND STOCK POINT OPTIMAL (ERS)

A continuación se presenta la traducción de EViews 7 User's Guide II (2010), para mayor información y una mejor traducción dirigirse a la página 387.

El ERS señala la prueba Óptima es basado en la regresión cuasi-diferenciando definida en la Ecuación $d(y_t / a) = d(x_t / a)' \delta(a) + \eta_t$. Defina los residuos de $d(y_t / a) = d(x_t / a)' \delta(a) + \eta_t$ como $\hat{\eta}_t(a) = d(y_t / a) - d(x_t / a)' \delta(a)$, y permitió $SSR(a) = \sum \hat{\eta}_t^2(a)$ sea la función de los residuos suma de cuadrada. El ERS (factible) señala el estadístico de la prueba óptima de la hipótesis nula $\alpha = 1$ que contra la alternativa $\alpha = \bar{\alpha}$ que, se define entonces como:

$$P_T = \frac{(SSR(\bar{\alpha}) - \bar{\alpha}SSR(1))}{f_0}$$

Donde es f_0 un estimador del espectro residual al cero de frecuencia y donde es una función residual acumulativa:

Computar el ERS prueban, usted debe especificar el juego de regresibilidades exógenas x_t y un método por estimar f_0 (vea la "Frecuencia Zeron Estimación del Espectro").

Los valores críticos para el ERS prueban la estadística se computa interpolando los resultados de la simulación proporcionados por ERS (1996, Tabla 1, pág. 825) para $T = \{50, 100, 200, \dots, \infty\}$.

PRUEBA Ng - PERRON (NP)

A continuación se presenta la traducción de EViews 7 User's Guide II (2010), para mayor información y una mejor traducción dirigirse a la página 388.

Ng Perron (2001) construya cuatro estadísticas de la prueba que están basadas en los GLS de tendencia en los datos y_t^d . Estas estadísticas de la prueba se modifican formularios de Phillips – Perron Z_α y Z_t , la estadística de Bhargava (1986) la estadística R_1 , y el ERS señala la estadística Óptima. Primero, defina el término:

$$k = \frac{\sum_{t=2}^T (y_{t-1}^d)^2}{T^2}$$

Las estadísticas modificadas pueden escribirse entonces como:

$$MZ_\alpha^d = (T^{-1}(y_T^d)^2 - f_0)/(2\kappa)$$

$$MZ_t^d = MZ_\alpha \times MSB$$

$$MSB^d = (\kappa/f_0)^{1/2}$$

$$MP_T^d = \begin{cases} (\bar{c}^2 \kappa - \bar{c} T^{-1}(y_T^d)^2)/f_0 & \text{if } x_t = \{1\} \\ (\bar{c}^2 \kappa + (1 - \bar{c}) T^{-1}(y_T^d)^2)/f_0 & \text{if } x_t = \{1, t\} \end{cases}$$

Donde:

$$\bar{c} = \begin{cases} -7 & \text{if } x_t = \{1\} \\ -13.5 & \text{if } x_t = \{1, t\} \end{cases}$$

Las pruebas de Ng Perron requieren una especificación para x_t y una opción de método por estimar f_0 (vea la "Frecuencia Zeron Estimación del Espectro").

REFERENCIAS

- *Badillo Amador-Rosa, Belaire Franch-Jorge y Contreras Bayarri-Dulce. "Contrastes de Raíz Unitaria para Series Temporales en Presencia de Cambios Estructurales", Dirección del Departamento de Análisis Económico. Universitat de València. Archivo Acrobat, DT 00-06.*

- *Banco Central de Reserva del Perú (www.bcrp.gob.pe)*

- *Castro-Francisco. J y Rivas-Llosa, R (2003). "Econometría Aplicada". Universidad del Pacífico, Perú.*

- *Rafael de Arce y Ramón Mahía (2007). "MODELOS ARIMA" Material del Programa Citius.- Técnicas de Previsión de variables financieras. Archivo Acrobat. Dpto. Economía Aplicada. U.D.I. Econometría e Informática.*

- *Uriel, Ezequiel (1985). "Análisis de series Temporales Modelos ARIMA". Colección Abaco, Parainfo - Madrid.*

- *EViews 7 User's Guide II (2010). Copyright © 1994–2009 Quantitative Micro Software, LLC, April 2, 2010. web: www.eviews.com*

ANEXO

TABLA DE DATOS USADOS		
Mes/Año	Importaciones (mill. US\$)	PBI en Soles (índice 1994=100)
ene-93	263.17717	79.58113826
feb-93	317.22638	83.49814791
mar-93	314.65196	89.28040374
abr-93	328.50666	88.37837183
may-93	320.88451	90.7041412
jun-93	322.83667	94.19493165
jul-93	325.16853	89.46443773
ago-93	367.28605	90.09848947
sep-93	407.08254	87.3961309
oct-93	344.56203	87.83669011
nov-93	408.8784	88.8659073
dic-93	440.1582	94.32694968
ene-94	377.9705	91.93066114
feb-94	357.25169	90.34324323
mar-94	423.27167	99.25388205
abr-94	408.35665	99.97140522
may-94	453.72624	106.0702365
jun-94	407.86376	103.4961466
jul-94	426.67822	99.46506221
ago-94	506.3998	100.232118
sep-94	491.80202	98.32235455
oct-94	508.4697	99.95284114
nov-94	573.74308	102.8680598
dic-94	563.67815	108.0939895
ene-95	591.49145	105.195756
feb-95	525.65991	101.359524
mar-95	679.17214	108.0798565
abr-95	572.39002	109.1485878
may-95	677.19976	121.2322365
jun-95	639.93829	113.4127121
jul-95	653.78334	110.7671081
ago-95	727.06934	110.205925
sep-95	649.85911	102.7590855
oct-95	650.59874	107.2143563
nov-95	740.389	106.2867242
dic-95	625.3414	107.6450674
ene-96	628.89257	104.9272852
feb-96	535.3129	102.8518207
mar-96	617.52495	107.6597969

abr-96	613.28818	112.5458031
may-96	748.59537	124.4066706
jun-96	636.49053	115.616707
jul-96	706.67264	113.7332958
ago-96	687.61517	109.2603253
sep-96	637.78683	105.8793734
oct-96	734.60704	110.1225631
nov-96	665.76802	111.5626126
dic-96	651.65818	117.5608327
ene-97	720.22369	113.6884317
feb-97	560.54842	108.9517598
mar-97	625.1733	111.2813759
abr-97	756.54901	125.222699
may-97	703.50701	130.1524434
jun-97	671.30222	123.6137589
jul-97	719.06628	119.3858205
ago-97	808.78957	116.0062093
sep-97	774.6227	116.390711
oct-97	743.75561	119.1631871
nov-97	724.20892	115.9790753
dic-97	727.78982	128.0041954
ene-98	685.72513	111.7362507
feb-98	670.50073	112.0114861
mar-98	713.75358	118.3265616
abr-98	756.80607	123.0526854
may-98	690.1687	123.6354394
jun-98	724.42763	122.1417549
jul-98	698.448	118.1880553
ago-98	693.18238	117.8437493
sep-98	656.29391	114.7246788
oct-98	620.55575	114.318947
nov-98	616.3553	115.5483033
dic-98	692.52277	126.9172652
ene-99	496.47364	110.2025043
feb-99	489.31199	109.8444184
mar-99	554.00747	117.4453215
abr-99	544.38819	119.6872055
may-99	516.21166	128.94691
jun-99	538.27295	124.8834449
jul-99	513.60111	120.726283
ago-99	567.59006	114.6021437
sep-99	605.1876	115.9407542
oct-99	593.85682	119.2609133
nov-99	637.37773	121.7578618
dic-99	654.20537	128.1138635

ene-00	587.25826	116.1062971
feb-00	569.51865	116.8142156
mar-00	618.4941	128.8882718
abr-00	563.54953	124.3472046
may-00	635.56632	139.0922735
jun-00	640.46594	131.8319757
jul-00	602.99651	125.132581
ago-00	627.98656	119.6957633
sep-00	554.23864	112.7425215
oct-00	711.79022	118.6623342
nov-00	640.04325	118.8244564
dic-00	605.66328	121.5088596
ene-01	591.59866	112.828878
feb-01	643.55402	112.9454604
mar-01	598.82032	120.7156802
abr-01	581.26502	125.8405604
may-01	649.81926	137.6832656
jun-01	526.96556	127.0712436
jul-01	634.86494	127.0450956
ago-01	630.15352	121.6252716
sep-01	591.06805	115.4867558
oct-01	615.27266	123.8725971
nov-01	586.89576	121.7823298
dic-01	554.20045	129.9164056
ene-02	587.51676	119.251126
feb-02	532.23027	116.1871756
mar-02	511.04312	122.455471
abr-02	650.97999	137.4043295
may-02	658.83365	145.3167197
jun-02	537.56318	133.2331806
jul-02	672.49947	132.9701793
ago-02	611.83372	125.9271969
sep-02	670.65587	124.6310951
oct-02	655.94269	128.2419617
nov-02	630.87841	129.2269781
dic-02	672.81516	136.040971
ene-03	709.91478	127.2381621
feb-03	613.44436	123.76792
mar-03	705.74592	130.8768479
abr-03	684.19265	142.8570333
may-03	626.17959	149.1565636
jun-03	659.46961	142.8562299
jul-03	726.54328	136.9468861
ago-03	652.81563	128.8862511
sep-03	695.06541	127.8817454

oct-03	724.81734	134.2528175
nov-03	684.78159	130.3162821
dic-03	721.8786	138.4541681
ene-04	692.99326	130.874568
feb-04	656.38782	128.7905578
mar-04	768.86182	138.0999059
abr-04	831.58385	147.708139
may-04	759.5691	154.6312765
jun-04	826.43543	146.3077132
jul-04	788.02976	142.395305
ago-04	898.3646	135.8368026
sep-04	854.09932	134.7747544
oct-04	853.76505	138.6508378
nov-04	905.30776	143.7869661
dic-04	969.37821	151.9331907
ene-05	917.97925	138.3322173
feb-05	806.79762	139.1798229
mar-05	935.09658	144.2741592
abr-05	1056.6673	157.4734439
may-05	993.64856	165.4928241
jun-05	956.13698	156.3227141
jul-05	1046.7248	150.8070994
ago-05	1092.3958	145.9219819
sep-05	1022.3943	144.1525264
oct-05	1089.7051	148.0257979
nov-05	1113.6581	155.5089499
dic-05	1050.4044	163.9282552
ene-06	1069.6496	146.4453308
feb-06	1027.0189	146.5503975
mar-06	1283.8176	161.1244953
abr-06	1113.051	163.9071713
may-06	1253.41	176.5188191
jun-06	1263.1422	166.7969723
jul-06	1195.5814	162.6638159
ago-06	1249.8724	161.3444025
sep-06	1225.1224	155.2843914
oct-06	1401.4006	162.9850658
nov-06	1336.5232	166.954761
dic-06	1425.4929	178.9022406
ene-07	1438.5113	161.0658178
feb-07	1365.0895	159.2513034
mar-07	1404.4108	172.7767275
abr-07	1473.3208	176.7575014
may-07	1488.2164	193.0990594
jun-07	1532.9721	178.8390467

jul-07	1758.9082	178.293856
ago-07	1819.7849	172.9737473
sep-07	1711.5706	171.115016
oct-07	2034.8239	180.5934071
nov-07	1770.9808	181.3283227
dic-07	1796.4954	196.9907181
ene-08	2188.4015	179.3278094
feb-08	1881.083	179.7466187
mar-08	2195.8273	184.7690807
abr-08	2309.1631	201.6015155
may-08	2478.4675	209.2766563
jun-08	2762.167	202.0055636
jul-08	2760.5353	197.0263691
ago-08	2468.8096	191.3109643
sep-08	2746.9683	190.9201766
oct-08	2701.9016	197.2361311
nov-08	2034.8685	191.7359239
dic-08	1910.7436	206.2687031
ene-09	1772.1933	184.7127623
feb-09	1541.0112	179.8987899
mar-09	1570.1803	189.5604038
abr-09	1674.0318	198.0765164
may-09	1486.2317	210.3569213
jun-09	1666.5718	197.051951
jul-09	1749.4156	194.5573215
ago-09	1738.2969	190.3049229
sep-09	1842.5431	190.9409866
oct-09	1950.5927	200.3556517
nov-09	2014.5036	198.9000758
dic-09	2005.7383	216.4456489
Fuente: BCRP		