# Análisis de Quiebre Estructural y raíces unitarias a series macroeconómicas de Bolivia

# Roberto Carlos Sevillano Cordero (Diciembre, 2021)

#### Resumen

El documento presenta un análisis de series de tiempo de variables macroeconómicas de Bolivia para examinar y probar la hipótesis de existencia de quiebres estructurales en meses previos a la pandemia por COVID-19. El objetivo es demostrar que Bolivia ingresó a la pandemia con una economía que ya venía afectada y vulnerable por un quiebre estructural y no así que fue la pandemia la principal causa del deterioro de la actividad económica. Aplicando la metodología detección de quiebres estructurales endógenos propuesta por Banerjee et al. (1992), donde no se asume a priori el momento de ocurrencia en el tiempo del quiebre. El principal resultado del estudio permite verificar la existencia de un quiebre estructural previo al inicio de la pandemia que se identificó en Bolivia en marzo de 2020.

**Palabras Clave:** Raíz unitaria, Quiebres estructurales, Pruebas de estacionariedad, análisis univariante.

Clasificación JEL: C12, C22

#### 1. Introducción

En econometría se entiende como quiebre estructural como el cambio inesperado en el tiempo de los parámetros de un modelo de regresión, cambio que puede conducir a grandes errores de pronóstico y por lo tanto reducción en la confianza del modelo en general. La estabilidad de los parámetros del modelo está fuertemente asociada con el concepto de estacionariedad, donde la varianza es constante a través del tiempo. Cuando se da un quiebre estructural cuando al menos un parámetro cambia en una fecha (fecha del quiebre) dentro del periodo muestral, haciendo que la varianza también cambie en el tiempo (Hansen, 2001). Los problemas que se observan en series de tiempo que sufrieron un quiebre estructural e.g. grandes errores de pronóstico y varianza tiempo dependiente, es son características que estas series aparentemente comparten con series de tiempo del tipo "caminata aleatoria" o con raíz unitaria. Como se desarrolla posteriormente, se puede clasificar incorrectamente series de tiempo estacionarias con quiebre estructural como caminatas aleatorias y viceversa. Debido a esto, en la literatura se han planteado metodologías permitan determinan cual es el proceso generador de datos subyacente, de raíz unitaria o de estacionariedad con quiebre estructural.

En la revisión de la literatura para Bolivia para el periodo reciente no se ha encontrado investigaciones que exploren esta temática, por lo que no se cuenta con evidencia específica sobre el momento que se inicia la crisis económica de Bolivia. Por este motivo, se espera que esta investigación permita disipar dudas sobre la existencia del quiebre y más importante aun el momento en el tiempo en que esta se da.

Bajo este marco, se pretende analizar econométricamente series de tiempo de variables macroeconómicas relevantes de Bolivia y probar la hipótesis de existencia de quiebres estructurales en meses previos a la pandemia por COVID-19. El objetivo es demostrar que Bolivia ingresó a la pandemia con una economía que ya venía afectada y vulnerable por un quiebre estructural y no así que fue la pandemia la principal causa del deterioro de la actividad económica. El documento desarrolla brevemente la metodología detección de quiebres estructurales endógenos propuesta por Banerjee et al. (1992) y luego la aplica a datos de Bolivia.

### 2. Quiebre estructural vs Raíz Unitaria

En el análisis de series de tiempo hay un amplio desarrollo sobre los quiebres estructurales, con la mayoría de las investigaciones enfocadas a la problemática de confundir una serie que es estacionaria, pero con quiebres estructurales, con una serie con raíz unitaria (no estacionaria). En la siguiente gráfica se ejemplifica esta situación. En la inspección visual se puede incurrir en el error de asumir que

tanto la serie 1 y la serie 2 son no estacionarias (con raíz unitaria) o ambas son series tienen quiebres estructurales o finalmente que una serie es raíz unitaria y la otra tiene un quiebre. A priori no resulta tan trivial determinar ante que proceso generador de datos nos encontramos.

Serie 1 Serie 2 20 15 10 5 -3 -5 0 -5 \_9 -10 -11 -15 -13 -20 Tiempo Tiempo

Figura 1. Raíz unitaria vs Quiebre Estructural: Series de tiempo simuladas

Fuente: Elaboración propia.

Entonces si se opta por testear el grado de integración de las series en cuestión, también se puede cometer el error de aplicar pruebas de raíz unitaria convencionales diseñadas para series que no contemplan la existencia del quiebre estructural. El testeo con la prueba ADF (Augmented Dickey -Fuller) señala a ambas series como integradas de orden 1, a pesar que únicamente la primera serie tiene una raíz unitaria y la segunda es una serie estacionaria con un quiebre estructural en media<sup>1</sup>.

Ahora bien, dentro de los desarrollos teóricos y empíricos se plantean dos grupos de metodologías para probar esta hipótesis: i) Quiebre exógeno, cuando se conoce la fecha del quiebre; y ii) Quiebre endógeno, a priori no se conoce el momento en el tiempo que se provoca el quiebre.

En este documento nos enfocamos en el segundo caso, ya que si bien se sospecha de la fecha del quiebre (octubre de 2019) está en una vecindad tan cercana a otro evento (Inicio de la pandemia de COVID-19) que puede confundir los resultados, por lo que empleamos un enfoque de quiebre endógeno. Específicamente, Banerjee et al. (1992) desarrollaron tres estrategias de prueba

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> Las series fueron simuladas a partir de generadores de números pseudo aleatorios según los siguientes procesos generadores de datos:

<sup>•</sup> Serie 1 (Caminata aleatoria pura):  $y_t = y_{t-1} + w_t$ 

<sup>•</sup> Serie 2 (Estacionaria con quiebre estructural en media):  $x_t = 0.9x_{t-1} - 0.95\tau_{1t}(k) + z_t$  con  $\tau_{1t}(k) = 1$  t > k y k = 500 el momento del quiebre.

de raíz unitaria para la hipótesis nula de raíz unitaria y la alternativa de quiebre en tendencia o salto en un punto desconocido. Bajo esta alternativa la tendencia es una función lineal del tiempo hasta el punto de quiebre y de ahí en adelante tiene un cambio de pendiente. Las estrategias empleadas por los autores son las siguientes: a) prueba recursiva, b) prueba de muestra rodante y c) prueba secuencial de cambio en tendencia o media.

Sin embargo, en su investigación los autores muestran con sus resultados sobre series de tiempo reales, que la prueba secuencial es más robusta e inequívoca al momento de testear los quiebres estructurales siendo este motivo por el cual nos concentraremos en la prueba secuencial.

Para la prueba secuencial el modelo que se considera es:

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 \tau_{1t}(k) + \mu_2 t + \alpha y_{t-1} + \beta(L) \Delta y_{t-1} + \omega' x_{t-1}(k) + \varepsilon_t$$

donde  $\beta(L)$  es un polinomio de orden p, tal que las raíces 1- $\beta(L)L$  están fuera del círculo unitario. Bajo la nula  $\alpha=1$  y  $\mu_1=0$  y con los supuestos regulares sobre los residuos, la variable es estacionaria en diferencias con la alternativa de que es estacionaria en tendencia lineal. Este modelo se puede considerar un vector adicional de regresores,  $x_{t-1}$  que es asumido como estacionario con media constante e igual cero.

El regresor  $\tau_{1t}(k)$  captura la posibilidad de cambio o salto en la tendencia en el período k. Siguiendo a Perron (1989) se consideran dos casos:

Caso A (cambio en tendencia): 
$$\tau_{1t}(k) = (t-k)$$
  $t > k$ 

Caso B (cambio en media): 
$$\tau_{1t}(k) = 1$$
  $t > k$ 

Usando todas las observaciones para  $k = k_0, k_{0+1},...,T-k_0$ , donde  $k_0$  es igual a  $T\delta_0$ , se estima el modelo, para ambos casos, calculándose estadísticos t de Dickey-Fuller y pruebas F, generándose así dos secuencias, de las cuales se calculan los estadísticos t mínimo, F máximo y estadístico t que maximiza a F.

En este caso, las potencias de los tres estadísticos de prueba son bastante altas, entre 55,9% y 99,6% para el estadístico t mínimo, 87,1% y 100% para el F máximo y 54,1% y 99,6% para el t que maximiza a F. En la tabla 1, se muestran los valores críticos de los estadísticos de prueba de la prueba secuencial, para tres tipos de tamaños muestrales de 100, 250 y 500 observaciones.

Tabla 1: Estadísticos de Prueba Secuencial Banerjee et al. (1992): Valores Críticos

		Estadísticos Cambio en Tendencia			Estadísticos	Estadísticos Cambio en Media		
Т	Percentil	$\hat{F}_T^max$	$\hat{\mathfrak{t}}_{DF}(\hat{\delta})$	$\hat{t}_{DF}$ m in	$\hat{F}_T^max$	$\hat{t}_{DF}(\hat{\delta})$	$\hat{t}_{DF}$ m in	
100	0,025	19,15	-4,76	-4,76	20,83	-5,07	-5,07	
	0,005	16,30	-4,47	-4,48	18,62	-4,8	-4,8	
	0,100	13,64	-4,19	-4,2	16,20	-4,52	-4,54	
250		10.00						
	0,025	18,36	-4,66	-4,66	21,31	-5,05	-5,06	
	0,005	15,94	-4,39	-4,39	19,01	-4,79	-4,8	
	0,100	13,32	-4,12	-4,12	16,72	-4,5	-4,51	
500	0.005	40.50	4.00	4.00	04.00	F 0F	F 0F	
	0,025	18,58	-4,68	-4,69	21,26	-5,05	-5,05	
	0,005	16,04	-4,39	-4,39	18,99	-4,77	-4,78	
	0,100	13,20	4,12	-4,13	16,78	-4,49	-4,51	

Fuente: Banerjee et al. (1992)

# 3. Aplicación a series de tiempo macroeconómicas de Bolivia: Resultados

La implementación del modelo se hizo de acuerdo a la codificación planteada en Claros y Sevillano (2007). Se analizaron 10 series temporales en frecuencia mensual, mismas que fueron desestacionalizadas y "logaritmizadas" según requería cada caso, previa ejecución de la prueba secuencial. El periodo de análisis de las series temporales responde a la disponibilidad de la información en frecuencia mensual de las variables seleccionadas: (Enero 1990 – Marzo 2021) para IGAE, IGAE-Construcción, IGAE-Transporte, Inflación mensual, Inflación a doce meses, Gasto de capital SPNF y Gobierno General; (Enero 1992 – Marzo 2021) Exportaciones e Importaciones de bienes; y (Octubre 2015-Marzo 2021) Tasa de desocupación e Índice de carga económica. Los resultados de los estadísticos de prueba y su dinámica en el tiempo para ubicar la fecha del quiebre se pueden observar en la tabla 2 y las figuras 2a y 2b.

El Índice Global de Actividad Económica (IGAE) tiene un quiebre estructural en media, con una fecha aproximada de ocurrencia entre enero y abril de 2020. Sin embargo, los componentes de este mismo indicador "Construcción" y "Transporte" apuntan a una ocurrencia en octubre de 2019. La inflación mensual y la inflación a doce meses presentan quiebres (en media, para la primera y en tendencia, para la segunda) en el mes de diciembre de 2019. La inversión pública, aproximada como el gasto de capital del Sector Público No Financiero (SPNF) y del Gobierno General, señalan un quiebre en media en noviembre de 2019.

Tabla 2. Quiebre estructural vs Raíz Unitaria: Modelo de Banerjee, Lumsdaine y Stock (1992): Aplicación a series temporales de Bolivia

Serie temporal	Raíz unitaria/Quiebre estructural	Modelo Secuencial	Estadísticos de Prueba	Fecha del quiebre
IGAE	Quiebre estructural	Quiebre en Media	t-min: -9.464469***	ene-20
			F-Max: 58.51037***	abr-20
IGAE-CONSTRUCCIÓN	Quiebre estructural	Quiebre en Media	t-min: -11.31827***	oct-19
			F-Max: 30.58985***	abr-20
IGAE-TRANSPORTE	Quiebre estructural	Quiebre en Media	t-min: -29-252***	oct-19
			F-Max: 43.23405***	oct-19
INFLACIÓN MENSUAL	Quiebre estructural	Quiebre en Media	t-min: -13.08925***	dic-19
			F-Max: 13.16064	dic-19
INFLACIÓN A DOCE MESES	Quiebre estructural	Quiebre en tendencia	t-min: -10.84398***	dic-19
			F-Max: 9.926263	dic-19
		Quiebre en Media F-Max: 4.68	t-min: -1.889433	
EXPORTACIONES DE BIENES	Raíz Unitaria		F-Max: 4.682249	
EXT ON THOUSAND DE DIENES	riaiz omiana	Quiebre en tendencia	t-min: -1.986107	
			F-Max: 3.765367	
IMPORTACIONES DE BIENES	Quiebre estructural	Quiebre en Media	t-min: -7.769824***	mar-20
			F-Max: 12.84693	abr-20
GASTO DE CAPITAL SPNF	Quiebre estructural	Quiebre en Media	t-min: -8.085027***	oct-19
			F-Max: 32.02305***	nov-19
GASTO DE CAPITAL GOB. GENERAL	Quiebre estructural	Quiebre en Media	t-min: -8.187590***	nov-19
			F-Max: 20.01592***	nov-19
TASA DE DESOCUPACIÓN	Quiebre estructural	Quiebre en Media	t-min: -5.006628**	jul-20
			F-Max: 5.594967	abr-20
ÍNDICE DE CARGA ECONÓMICA	Quiebre estructural	Quiebre en Media	t-min: -10.15291***	abr-20
			F-Max: 7.284300	abr-20

Nota: Valores críticos Banerjee et al (1992): \* 10%, \*\* 5%, \*\*\*2.5%

Fuente: Elaboración propia

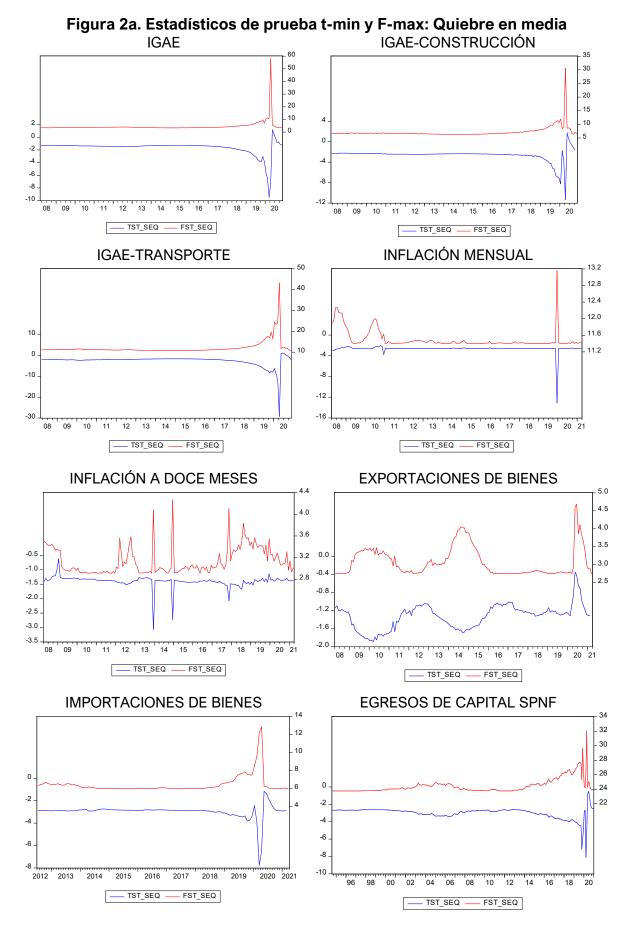


Figura 2a. Estadísticos de prueba t-min y F-max: Quiebre en media EGRESOS DE CAPITAL - GOB.GRAL TASA DE DESOCUPACIÓN 28 24 22 -2 20 -2 -8 ' III ' III ' IV II III IV 12 TST\_SEQ FST\_SEQ TST\_SEQ \_\_\_\_ FST\_SEQ ÍNDICE DE CARGA OCUPACIONAL -6 -8 -10 2017 2019 2020

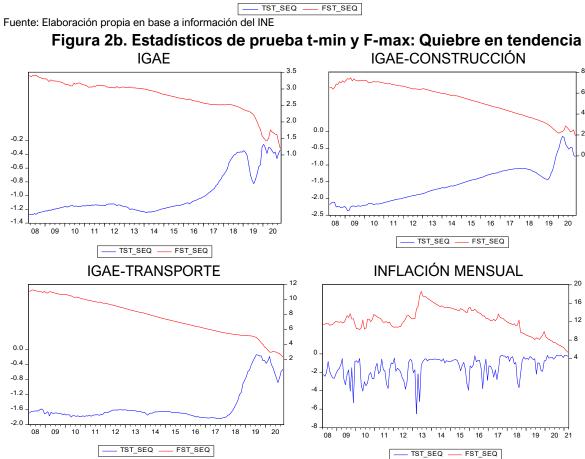


Figura 2b. Estadísticos de prueba t-min y F-max: Quiebre en tendencia

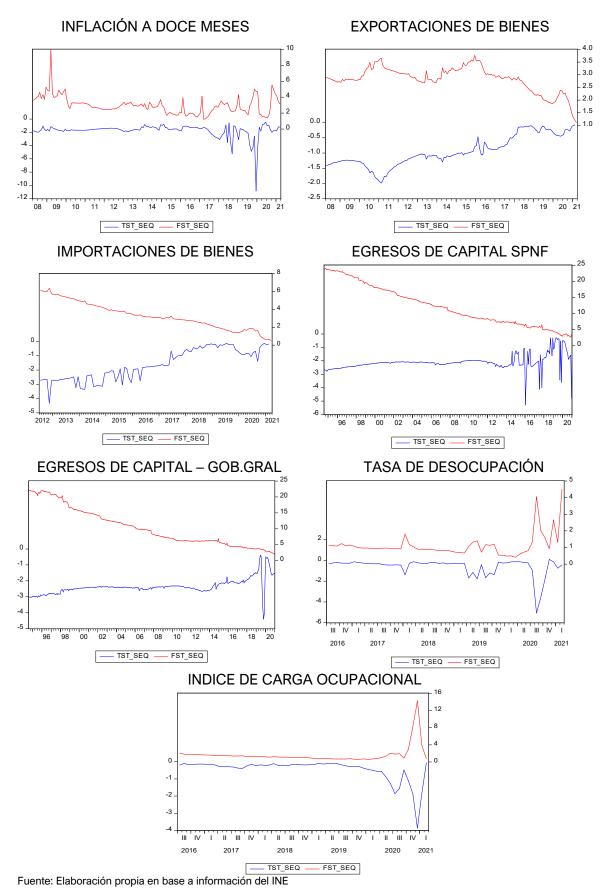
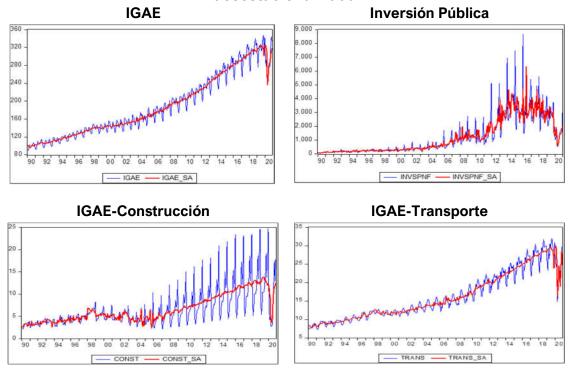


Figura 3: Principales series de tiempo analizadas: serie original y desestacionalizada



Fuente: Elaboración propia en base a información del INE

Las importaciones e indicadores del mercado laboral presentan un quiebre en media en abril de 2020. Las exportaciones de bienes es la única serie temporal con raíz unitaria, situación consistente al ser un país de economía abierta y que no influye en los precios, cuyas principales exportaciones son mercancías cuyos precios se determinan directa o indirectamente en los mercados internacionales, y que como muestra Perron (1990) con el caso del precio del petróleo, tiene raíz unitaria y esta se hereda al valor de las exportaciones de Bolivia.

Este resultado evidencia que existió un impacto económico a nivel de quiebre en Bolivia antes de la pandemia por COVID-19 en las principales variables macroeconómicas como es la inversión pública. Es más, el quiebre observado en estas variables muestra la situación de vulnerabilidad que tenía la economía en su conjunto, al momento en que la pandemia de la COVID-19 llegó al país.

Resulta en extremo importante señalar que el haber detectado la existencia de un quiebre en series que son estacionarias, implica en términos de política económica que se requerirán grandes esfuerzos para poder llevar a la economía a los niveles previos al quiebre en una suerte de lograr un "salto" de magnitud igual o mayor, pero con signo positivo al quiebre estructural detectado.

## 4. Conclusiones y recomendaciones

El principal objetivo de esta investigación era comprobar la hipótesis que en Bolivia se dio un quiebre estructural en la economía en meses previos a la llegada de la Pandemia de COVID-19. En la revisión metodológica se aclara la confusión que se puede tener en el análisis de series de tiempo cuando se tienen series estacionarias con quiebre y series con raíz unitaria, siendo esta la principal razón por la que se debe hacer pruebas de verificación de la existencia en series de tiempo que se sospecha tienen quiebres estructurales.

En este documento se aplica la metodología de Banerjee et al (1992) donde se testea la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria en contraste con la hipótesis alternativa de existencia de un quiebre estructural endógeno ya sea en media o tendencia. Se aplicó esta metodología para poder determinar no sólo la existencia del quiebre sino, y más importante aún, la fecha que este se habría dado.

Tras inspeccionar y aplicar la metodología a 11 series de tiempo de variables macroeconómicas relevantes (crecimiento real, inflación, inversión pública, comercio exterior y mercado laboral), los resultados son categóricos al probar la existencia de quiebres estructurales en 10 de las series examinadas, siendo la fecha de este en meses previos a la llegada de la pandemia de COVID-19. Esto además, demuestra que la economía se detuvo antes de registrar los primeros casos de COVID-19 en Bolivia, por lo que la pandemia únicamente profundizó la crisis económica, pero en ningún caso fue la causa.

Se hace notar, tras la comprobación del quiebre estructural, que se requerirán esfuerzos extraordinarios para poder llevar a la economía de vuelta a la senda previa al quiebre, en una magnitud similar o superior, pero de signo positivo a lo que fue el quiebre.

Este resultado resulta en extremo importante para futuras investigaciones ya que modelaciones futuras deberán incluir parámetros de modelación que capturen este quiebre, a fin de corregir problemas de estabilidad y error en los pronósticos de los mismos.

### 5. Bibliografía

- Banerjee, Anindya, Robin L. Lumsdaine y James H. Stock. (1992). Recursive and Sequential Tests of the Unit-Root and Trend-Break Hypotheses: Theory and International Evidence. American Statistical Association Journal of Business.
- Claros, Carlos. & Roberto Carlos Sevillano, (2007). Estabilidad del Proceso de Desdolarización del Sistema Financiero Boliviano: Una aproximación

- univariante de estacionariedad y de vectores autoregresivos estructurales, Banco Central de Bolivia, IX Premio Nacional de Investigación Económica.
- Hansen, Bruce. (2001). The New Econometrics of Structural Change: Dating Breaks in U.S. Labor Productivity. Journal of Economic Perspectives— Volume 15, Number 4.
- Perron, Phillips (1989). The Great Crash, The Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis. Econometrica No. 57 (pp.1361 -1 401).
- Perron, Phillips (1990). Testing for a Unit Root in a Time Series with Changing Mean, Journal of Bussiness and Economic Statistics No. 8 (pp.153-1 62).

#### Anexo

# Código de programación de la prueba secuencial de Banerjee et al.(1992) para Eviews

'Prueba de Raiz Unitaria Secuenciales quiebre en media con delta=0,15, Banerjee et al 1992 'Escrito por Carlos Sevillano abril 2021

```
smpl @all
scalar last=@obssmpl
scalar deltan=1+@floor(0.85*last)
scalar delta=@floor(0.15*last)
matrix(deltan,6) adftend
for %y serie analizada
%var=(%y)
for !i=1 to deltan
  series break=0
  smpl @first+delta-1+!i @last
  series break=1
  smpl @all
  equation uroot.ls d({%y}) c @trend {%y}(-1) break ar(1)
   adftend(!i,1)=@tstats(3)
  adftend(!i,2)=@f
  adftend(!i,3)=@tstats(1)
  adftend(!i,4)=@tstats(2)
  adftend(!i,5)=@tstats(4)
  adftend(!i,6)=@coefs(3)
  close
next
next
series tst seq
series fst seg
series constant
series trend
series t break
series coef
for !l=delta+1 to last
  tst seq(!i)=adftend(!i-delta,1)
  fst seq(!i)=adftend(!i-delta.2)
  constant(!i)=adftend(!i-delta,3)
```

```
trend(!i)=adftend(!i-delta,4)
  t_break(!i)=adftend(!i-delta,5)
  coef=adftend(!i-delta,6)
next
smpl @first+delta @last
graph tseq fseq.line(d) tst seq fst seq
graph t comp.area(m) trend constant
graph gcoef.area coef
smpl @all
scalar min=@min(tst_seq)
scalar maxf=@max(fst_seq)
table(6,4) Estadisticos
Estadisticos(1,1)="Constante y Tendencia:"
Estadisticos(1,3)="DF t-stats"
Estadisticos(1,5)="F-Max"
   setline(Estadisticos,2)
  Estadisticos(3,3)="Min"
setline(Estadisticos,4)
Estadisticos(5,3)=min
Estadisticos(5,5)=maxf
setline(Estadisticos,6)
delete uroot min maxf break adftend last delta deltan
'Fin del programa
'Prueba de Raiz Unitaria Secuenciales Quiebre en tendencia con delta=0,15, Banerjee et al
'Escrito por Carlos Sevillano abril 2021
scalar last=@obssmpl
scalar deltan=1+@floor(0.85*last)
scalar delta=@floor(0.15*last)
smpl @all
series jump=@obsnum
series ljump=jump(-delta+1)
jump=ljump
jump=@nan(jump,0)
matrix(deltan,6) adftend
for %y indceco sa
%var=(%y)
for !i=1 to deltan
  equation uroot.ls d(\{\%y\}) c @trend \{\%y\}(-1) jump(-!i) ar(1) ar(2) ar(3)
  adftend(!i,1)=@tstats(3)
  adftend(!i,2)=@f
  adftend(!i,3)=@tstats(1)
  adftend(!i,4)=@tstats(2)
  adftend(!i,5)=@tstats(4)
  adftend(!i,6)=@coefs(3)
  jump=@nan(jump,0)
  close
```

```
next
next
series tst_seq
series fst seq
series constant
series trend
series t_jump
series coef
for !l=delta+1 to last
  tst seq(!i)=adftend(!i-delta,1)
  fst_seq(!i)=adftend(!i-delta,2)
  constant(!i)=adftend(!i-delta,3)
  trend(!i)=adftend(!i-delta,4)
  t jump(!i)=adftend(!i-delta,5)
  coef=adftend(!i-delta,6)
next
smpl @first+delta @last
graph tseq_fseq.line(d) tst_seq fst_seq
graph t_comp.area(m) trend constant
graph gcoef.area coef
smpl @all
scalar min=@min(tst_seq)
scalar maxf=@max(fst_seq)
table(6,4) Estadisticos
Estadisticos(1,1)="Constante y Tendencia:"
Estadisticos(1,3)="DF t-stats"
Estadisticos(1,5)="F-Max"
   setline(Estadisticos,2)
  Estadisticos(3,3)="Min"
setline(Estadisticos,4)
Estadisticos(5,3)=min
Estadisticos(5,5)=maxf
setline(Estadisticos,6)
delete uroot min maxf adftend jump last delta deltan
'Fin del programa
```