

HISTÉRESIS EN EL DESEMPLEO
UNA ESTIMACIÓN PARA EL CASO COLOMBIANO

DANIELA ESCOBAR TRILLERA



UNIVERSIDAD DEL VALLE
FACULTAD DE CIENCIAS SOCIALES Y ECONOMICAS
PROGRAMA DE ECONOMÍA
CALI
2014

HISTÉRESIS EN EL DESEMPLEO
UNA ESTIMACIÓN PARA EL CASO COLOMBIANO

DANIELA ESCOBAR TRILLERA
Trabajo De Grado para optar por el título de Economista

Director
DIANA MARCELA JIMÉNEZ RESTREPO
Economista egresada de la Universidad del Valle

UNIVERSIDAD DEL VALLE
FACULTAD DE CIENCIAS SOCIALES Y ECONOMICAS
PROGRAMA DE ECONOMÍA
CALI
2014

TABLA DE CONTENIDO

1. INTRODUCCIÓN	1
2. ANTECEDENTES	2
2.1. Conceptualización de Histéresis en el Desempleo	3
2.2. Modelo Insider-Outsider	4
2.3. Pruebas de Raíz Unitaria	6
2.4. Revisión Bibliográfica	8
3. ANÁLISIS EMPÍRICO	14
3.1. Análisis de la Histéresis en el Desempleo Para el Total de la Muestra Colombiana (2001-2012)	14
3.2. Análisis de la histéresis en el Desempleo en Colombia por Rangos de Edad	19
4. CONCLUSIONES	24
5. BIBLIGRAFÍA	25
6. ANEXOS	27

LISTA DE TABLAS

Tabla 1. Histéresis (Raíz Unitaria), Muestra 2001-2005	20
Tabla 2. Histéresis (Raíz Unitaria), Muestra 2008-2012	20
Tabla 3. Puntos de Cambio Estructural (2001-2005)	21
Tabla 4. Puntos de Cambio Estructural (2008-2012)	21

LISTA DE GRÁFICOS

Grafico 1. Comportamiento de la serie de Desempleo 2001-2012, Colombia	14
Gráfico 2. Edad promedio del jefe del hogar	24

RESUMEN

La histéresis en el desempleo se percibe como un efecto prolongado de una recesión económica que evita un descenso en los niveles de desempleo. La importancia de poder realizar un contra-ataque efectivo para este fenómeno radica en que el desempleo afecta tanto a la demanda, dado que no se puede alcanzar el volumen de producción anhelado, como a la oferta de mano de obra, ya que los implicados no pueden adquirir recursos para satisfacer sus necesidades básicas.

En esta investigación se prueba la hipótesis de histéresis en el desempleo para Colombia, tomando la serie mensual de la tasa de desempleo de 2001 a 2012, del DANE, a través de pruebas de raíz unitaria. De los resultados a favor de la existencia de histéresis, se realiza una fragmentación para los siguientes rangos de edad: de 18 a 25 años, de 26 a 35 años, de 36 a 55 años y de 56 años en adelante, esto con el fin de identificar cuál es la población más afectada por este fenómeno.

Palabras Clave: Histéresis, Desempleo, Raíz Unitaria, Choque o cambio Estructural.

1. INTRODUCCIÓN

La histéresis es un término utilizado en física para referirse a variables que sufren algún cambio en un periodo determinado y que persiste a lo largo del tiempo, por lo cual, las circunstancias de la actualidad dependen fuertemente de la historia del comportamiento de la variable.

En economía, este término se usa para hacer referencia a choques estructurales que persisten en la tasa de desempleo, aún después de terminado un período de crisis o recesión económica. El efecto es que el nivel de desempleo no retorna a su nivel normal, por el contrario, una de las tantas consecuencias de la crisis, es la persistencia del comportamiento de la tasa de desempleo en los periodos siguientes.

Una buena síntesis para entender el concepto de histéresis en términos económicos es la definición que Mankiw ofrece al respecto:

“Histéresis es el término que se emplea para describir la influencia duradera de la historia en la tasa natural.

Una recesión puede producir efectos permanentes si altera la forma en que la gente se queda en paro. Por ejemplo, los trabajadores pueden perder conocimientos y habilidades mientras están en paro, por lo que puede disminuir su capacidad para encontrar trabajo incluso después de que termine la recesión. Un largo periodo de paro también puede alterar la actitud de las personas hacia el trabajo y reducir su deseo de encontrar empleo. En cualquiera de los dos casos, la recesión inhibe permanentemente el proceso de búsqueda de empleo y aumenta la cantidad de paro friccional.” (Mankiw, 2009, pag. 570)

Los estudios de histéresis en el desempleo para Colombia se ven motivados por la crisis de los años 90 que tuvo su punto cumbre en 1994, y que se caracterizó por un desempleo persistente. Dicha persistencia puede probarse, en términos econométricos, a través de pruebas de raíz unitaria, a partir de la curva de Phillips, modelos de fijación de precios y salarios y algunas otras alternativas empíricas menos utilizadas.

La histéresis en el desempleo es un fenómeno presente en Colombia, sin embargo, para la población joven del país (de 18 a 25 años de edad) es mucho más sencillo superar las consecuencias de una recesión económica, en cuanto a empleo se refiere. Por tanto la hipótesis que se intenta desarrollar en este documento es que el nivel de desempleo en los jóvenes no es el causante de que exista persistencia de altas tasas de desempleo globales, esto teniendo en cuenta que los jóvenes presentan menores salarios de reserva, lo que les permite engancharse más fácilmente a empleos, así sean de bajos salarios, ya que el objetivo primordial de estos jóvenes es adquirir experiencia laboral.

Además en este estudio se dará especial cuidado a los posibles cambios estructurales que puedan presentarse en la serie de datos utilizada, intentando identificarlos de manera endógena, es decir, a partir del proceso generador de datos (PGD); para esto será clave la utilización de pruebas de raíz unitaria como la de Zivot y Andrews (1992) y Lumsdaine y Papell (1997).

Así, esta investigación tiene como objetivo principal probar el fenómeno de histéresis en el desempleo para Colombia discriminando por rangos de edad. Para tal fin, se utilizará la serie mensual de la tasa de desempleo de 2001 a 2012, suministrada por el DANE. Inicialmente se realizará la prueba más común para probar la existencia o no de raíz unitaria: la Dickey-Fuller Aumentada, luego se realizan las pruebas de Zivot y Andrews (1992) y de Lumsdaine y Papell (1997). Explicando las limitaciones de cada una de las pruebas se concluye que la forma más acertada de probar la hipótesis de histéresis en el desempleo es a través de la prueba Lumsdaine y Papell (1997), ya que esta puede identificar hasta dos choques estructurales de manera endógena.

De las pruebas de raíz unitaria se deduce la presencia de histéresis en el desempleo, por tal motivo, se ahonda en la investigación realizando pruebas de raíz unitaria para diferentes rangos de edad (18:25, 26:35, 36:55; 55 años en adelante) con el fin de identificar el grupo de personas más afectado por este fenómeno.

Este documento inicia con la presente sección donde se realiza la introducción al tema de investigación. En la segunda, se exponen los antecedentes teóricos y la metodología de las pruebas de raíz unitaria que se emplean. En la tercera, se desarrolla el análisis empírico donde se explican las pruebas realizadas con sus limitaciones y se muestra un proceso de selección de la mejor alternativa para realizar la prueba, es decir, aquella que arroja resultados con mayor confiabilidad. Por último, se encuentra la sección cuatro donde se concluye a partir de los resultados más importantes.

2. ANTECEDENTES

Entender la idea de histéresis en el desempleo no es posible si primero no se conceptúa claramente el término de desempleo, como tal. Es importante entonces, empaparnos del tema realizando un breve recorrido por los conceptos básicos de desempleo siguiendo a Jiménez (2013).

El desempleo se divide en estructural, involuntario, friccional, voluntario y cíclico. Las personas que están en el desempleo voluntario son aquellas que no pueden encontrar un empleo que se ajuste a su salario de reserva, es decir, no se cumple lo de “el mejor empleado para el mejor empleo”; aquellas que pertenecen al involuntario son las que a causa de los desequilibrios en el mercado laboral no han podido conseguir algún empleo. El desempleo estructural se presenta por lo general en los países menos desarrollados debido a que en estos no existe un

equilibrio entre la oferta y la demanda de mano de obra a nivel agregado, a diferencia de los países más desarrollados que pueden presentar un equilibrio agregado y sin embargo persiste el desempleo, este es de tipo friccional. Finalmente, el desempleo cíclico es aquel que se presenta a causa de la actividad económica de cada país. En la actualidad estos tipos de empleo se han fusionado en desempleo estructural o involuntario, Friccional o voluntario y cíclico.

Es nuestra idea que la histéresis en el desempleo es causada por los tipos voluntario e involuntario, es decir, por aquellas personas que no están dispuestas a aceptar una oferta laboral que no cumpla con sus expectativas y que estén en condiciones de continuar financiando su estado de desocupación o porque el mercado no está en la dinámica económica necesaria para crear más empleos.

Jiménez (2013) realiza una investigación sobre las personas que más se encuentran afectadas por el desempleo durante los segundos trimestres de 2010, 2011 y 2012, encontrando que los más afectados son los jóvenes menores de 25 años, las mujeres y los hijos que constituyen miembros secundarios en el hogar. Posteriormente analiza la duración del desempleo ya que entre más largo sea el tiempo de búsqueda, mayor es la probabilidad de caer en el fenómeno de histéresis en el desempleo ya sea por la pérdida de habilidades o por la “*lógica del trabajador desalentado*”.

2.1. Conceptualización de Histéresis en el Desempleo

Una vez conceptualizadas las ideas básicas de desempleo, es preciso iniciar con el estudio de la histéresis en el desempleo, que es como tal, el punto central de esta investigación. Se puede plantear una primera idea de la histéresis en el desempleo a partir de la explicación que ofrecen Blanchard y Summers (1987) quienes basados en los hechos de un alto y persistente desempleo en Europa durante la década de los 70's, principalmente, y de los 80's, incorporan la idea de que la tasa de desempleo de equilibrio depende de su historia, es decir, de la histéresis en el desempleo, donde vale la pena recordar el planteamiento desde la física según el cual, se define a la histéresis como la tendencia de un objeto a conservar sus propiedades aun cuando esté ausente el estímulo que genera dicha tendencia. Así, Blanchard y Summers (1987) hacen uso del modelo segmentado “*insider-outsider*”, propuesto originalmente por Lindbeck y Snower (1984, 1985), para estimar la histéresis.

En su artículo, Blanchard y Summers (1987) muestran dos direcciones en la investigación sobre la histéresis. La primera, trata de diferenciar los que están dentro y los que están afuera del mercado laboral, entendiendo a los primeros como los empleados (*insider*) y los de afuera como los desempleados (*outsider*), explorando la idea de que los *insider* ejercen mayor presión sobre la fijación de salarios mientras los *outsider* no tienen poder a la hora de fijar salarios, esto se debe al poder de los sindicatos y a que los *insider* no están dispuestos a que disminuya su salario para aumentar el nivel de contratación y con ello disminuir el

desempleo. La segunda dirección es sobre la teoría de la duración de las temporadas de desempleo, diferenciándolas entre las de corto plazo y las de largo plazo, planteando que los desempleados en esta última, ejercen poca presión sobre la fijación de los salarios pues a medida que pasa el tiempo los *outsider* van perdiendo capacidades en el sentido de su capital humano, por lo que su salario de reserva va disminuyendo, además de que podrían volverse dependientes de los seguros de desempleo o simplemente se desaniman dadas las perspectivas de reempleo, lo que lleva entonces a que un *outsider* tenga menos oportunidades de conseguir empleo a medida que su periodo de desempleo se alarga y por tanto, persista en estado de desocupación laboral.

De acuerdo con la anterior descripción, se concluye entonces que el comportamiento del empleo sigue el camino de un paseo aleatorio ya que tiene una conducta fluctuante que rara vez retorna a niveles anteriores y que nunca alcanza su nivel de equilibrio, cualquiera que éste sea, dado que después de un choque que disminuya el empleo, aumentando así las tasas de desempleo, los trabajadores (*insider*) no van a estar dispuestos a disminuir su salario para que aumente nuevamente el empleo, lo que significa que el número de *outsider* no podrá disminuir. Por tal motivo, las políticas que se deben aplicar para reducir las altas tasas de desempleo deben ir dirigidas directamente a los desempleados, y en especial a los de largo plazo.

2.2. Modelo Insider - Outsider

En una economía donde el poder de decisión sobre la fijación de salarios lo tienen los empleados (*insider*), y la fijación del nivel de empleo es decisión de las empresas, los desempleados (*outsider*) definitivamente no tienen algún poder de decisión sobre su estado de desempleo y mucho menos sobre los salarios de mercado.

De esta forma, si los *insider* fijan salarios demasiado altos, el nivel de empleo en el siguiente periodo va a disminuir, provocando un mayor nivel de desempleo, es decir, una fracción de los anteriormente *insider* ahora serán *outsider* ya que los empresarios no podrán sostener el mismo nivel de empleo si la remuneración per cápita ha aumentado, por lo que se verán obligados a realizar un recorte de personal para poder mantener iguales sus ganancias. Si por el contrario los *insider* fijan salarios más bajos, el nivel de empleo en el siguiente periodo va a disminuir, aunque esta idea suena bastante descabellada ya que nadie estaría dispuesto a sacrificar su salario para que otros se empleen.

Es importante tener en cuenta que en el momento en el que un agente queda desempleado y pasa a hacer parte de los *outsiders*, pierde completamente el beneficio de participar en el proceso de fijación de salarios.

Teniendo como punto de partida la siguiente expresión:

$$N_{lt} = L_{t-1} \quad (1)$$

Donde se entiende L_{t-1} como el nivel de empleo en el periodo $t - 1$, y N_{lt} como los agentes empleados (insider) en el periodo t . Se comprende que el número de agentes empleados en el periodo t depende directamente del nivel de empleo en el periodo $t - 1$, por lo tanto el número de agentes desempleados dependerá también del nivel de empleo, ya que las variables empleo y desempleo son las caras de una misma moneda y se encuentran teóricamente relacionadas de manera inversa, es decir, si el empleo disminuye, el desempleo aumentará y si por el contrario, el empleo aumenta el desempleo disminuirá. La anterior expresión nos ayuda a tener una idea clara de histéresis en el desempleo, ya que el comportamiento de una variable en un periodo de tiempo depende de los periodos pasados.

Los beneficios de la empresa se pueden expresar de la siguiente forma:

$$\pi_t = A_t L_t^\alpha - W_t L_t \quad 0 < \alpha < 1 \quad (2)$$

Donde todos los insider reciben el mismo salario, bajo la siguiente condición de primer orden:

$$\alpha A_t L_t^{\alpha-1} = W_t \quad (3)$$

A partir de la cual se obtiene la función del nivel de empleo, es decir, la curva de demanda de trabajo:

$$L_t = \left(\frac{1}{\alpha A_t} \right)^{1/(\alpha-1)} W_t^{1/(\alpha-1)} \quad (4)$$

$$L_t = C_t W_t^{-\beta} \quad (5)$$

Por otro lado, los insider deben maximizar su utilidad teniendo en cuenta dos aspectos importantes: el número de insider que se espera haya en el siguiente periodo y el salario, por tal motivo, su función objetivo puede representarse de la siguiente forma:

$$u_t = E \left[\min \left\{ \frac{L_t}{N_{lt}}, 1 \right\} \right] w_t^b \quad (6)$$

Se infiere que los insiders no estarán dispuestos a bajar sus salarios ya que no obtendrían ningún beneficio. La ganancia, o ventaja, realmente sería para los outsiders ya que esto permitiría aumentar el nivel de empleo, pero los insiders no están dispuestos a sacrificar su salario por los outsiders. Entonces, una vez se presenta un cambio hacia el alza del salario, el efecto que esto implica en la disminución del nivel de empleo, es irreversible, lo que quiere decir que “una

perturbación de la demanda laboral aislada en el tiempo tiene un efecto duradero sobre el nivel de empleo” (Romer, 2006).

2.3. Pruebas de Raíz Unitaria

Dentro de las alternativas empíricas que se tienen para la detección de la histéresis son las pruebas de raíz unitaria mediante las cuales se prueba la existencia de un proceso generador de datos tipo caminata aleatoria, donde el valor actual de la variable es a lo sumo igual a su valor pasado. A continuación se presentará algunas de las pruebas para detectar raíces unitarias incluyendo aquellas que tienen en cuenta quiebres o choques estructurales en las series de tiempo utilizadas.

Prueba Dickey-Fuller Aumentada

Esta prueba se utiliza para modelos autorregresivos de orden superior, además corrige los posibles problemas de auto correlación serial en ε_t de la prueba Dickey-Fuller simple.

Suponiendo el siguiente modelo:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\text{Con } \gamma = -(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i) \quad \text{y} \quad \beta = \sum_{j=1}^p \alpha_j \quad (8)$$

La hipótesis nula para la prueba es:

$H_0: \gamma = 1 \rightarrow$ Raíz unitaria, no estacionariedad.

$H_a: \gamma < 1 \rightarrow$ Estacionariedad.

El estadístico de prueba para el contraste de esta prueba es construido por los mismos Dickey Fuller a través de un experimento Monte Carlo.

Prueba Zivot y Andrews (1992)

Teniendo en cuenta la existencia de posibles cambios estructurales, proponen la estimación del choque (λ) de manera endógena.

Las funciones de regresión a través de las cuales se prueban las hipótesis de estacionariedad son:

- Para probar un cambio en tendencia:

$$y_t = \mu^A + \hat{\theta}^A D U_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^A t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^A \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (9)$$

- Para probar un cambio en media:

$$y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{C}_j^B \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (10)$$

- Para probar cambio en media y tendencia simultáneamente:

$$y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{C}_j^C \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (11)$$

La prueba estadística consiste en contrastar las siguientes hipótesis:

$$H_0: \alpha = 1 \text{ ya que } y_t = \mu + y_{t-1} + \theta_t \rightarrow \text{Raíz unitaria y no quiebre estructural.} \quad (12)$$

La hipótesis alternativa de contraste depende del tipo de quiebre. Para cualquier caso, la hipótesis alternativa implica estacionariedad con un choque estructural en algún periodo:

- Quiebre en media:

$$H_a: y_t = \mu^A + \hat{\theta}^A DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^A t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{C}_j^A \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (13)$$

- Quiebre en tendencia:

$$H_a: y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{C}_j^B \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (14)$$

- Quiebre en media y tendencia:

$$H_a: y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{C}_j^C \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (15)$$

Donde DU y DT son variables dummy que representan los cambios en la media y los cambios en la tendencia, respectivamente, para las tres ecuaciones anteriores.

Para identificar el periodo en el cual ocurre el choque se tiene $\lambda = \frac{T_B}{T}$, donde T_B representa el momento del choque y T representa el tamaño de la muestra. Finalmente, el periodo de quiebre (λ) escogido por la muestra será aquel que minimice la probabilidad del no rechazo de la hipótesis nula, de raíz unitaria. La variable $\hat{C}_j$ es introducida en las ecuaciones con el fin de corregir una posible dependencia transitoria entre los errores.

Para rechazar la hipótesis nula es necesario que el estadístico t , arrojado por la prueba, sea menor que el estadístico t crítico. Los valores críticos son presentados en la siguiente tabla, donde el estadístico t crítico a usar dependerá del tipo de quiebre y del nivel de significancia con el que se desee trabajar.

Prueba Lumsdaine y Papell (1997)

Realizan una extensión de la prueba de Zivot y Andrews (1992) ya que consideran que en las series macroeconómicas es muy posible encontrar dos o más quiebres estructurales. De esta forma, al considerar solo uno, se podría seguir incurriendo en un sesgo hacia el no rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria.

En ese sentido se incorpora la posibilidad de dos cambios o choques estructurales en diferentes periodos expresados a través de $\delta_1 = \frac{T_{B1}}{T}$ y $\delta_2 = \frac{T_{B2}}{T}$. Donde T_{B1} y T_{B2} , tienen la misma especificación que tenían en la prueba anterior (el periodo del quiebre, sólo que en este caso se encuentran dos).

Partiendo del siguiente modelo:

$$\Delta y_t = \mu + \beta_t + \theta DU1_t + \gamma DT1_t + w DU2_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k C_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (16)$$

Donde $DU1$ y $DU2$ representan variables dummy que corresponden a los cambios en media de T_{B1} y T_{B2} , respectivamente, de la misma forma que $DT1$ y $DT2$ representan los cambios en tendencia. La variable $\hat{C}_j$ es introducida en las ecuaciones con el fin de corregir una posible dependencia transitoria entre los errores, al igual que en modelo de Zivot y Andrews.

Hipótesis a contrastar:

$H_0: \alpha = 1 \rightarrow$ Raíz unitaria sin quiebre estructural.

$H_a: \alpha \neq 1 \rightarrow$ Estacionariedad con los choques estructurales en la serie.

Para rechazar la hipótesis nula es necesario que el estadístico t arrojado por la prueba sea menor que el estadístico t crítico, al igual que en la prueba de Zivot y Andrews (1992). Los valores críticos son presentados en la siguiente tabla; el estadístico t crítico a usar dependerá del nivel de significancia con el que se desee trabajar.

2.4. ¿Qué Dicen los Estudios sobre la Histéresis del Desempleo en Colombia?

Los estudios de histéresis en el desempleo para Colombia se ven motivados por la crisis de los años 90, que tuvo su punto cumbre en 1994, y que se caracterizó por un desempleo persistente. La hipótesis de histéresis en el desempleo puede probarse, en términos econométricos, a través de pruebas de raíz unitaria, a partir de la curva de Phillips, modelos de fijación de precios y de salarios, la ley de Okun y el filtro de Hodrick-Prescott.

En la literatura nacional se pueden encontrar trabajos pioneros sobre la histéresis en el desempleo como el de Maurer y Nivia (1994) en donde se analiza la histéresis para las cuatro principales ciudades de Colombia (Bogotá, Medellín, Cali y Barranquilla) durante los trimestres de 1986 (enero) hasta abril de 1992. En un modelo cuya variable dependiente es la tasa de desempleo, explicada por la oferta monetaria, la formación bruta de capital, como proxy de la inversión, y las exportaciones, se incluyen además, en primera instancia, dos rezagos de la tasa de desempleo para tener en cuenta la influencia de la historia, pero dados los problemas con los grados de libertad y de multicolinealidad, para una segunda regresión, se incluyen sólo las variables que en la primera regresión contribuyen de manera positiva sobre el R^2 ajustado (coeficiente de determinación), tratando de garantizar que el efecto de las variables explicativas sobre la variable dependiente sea significativo.

Maurer y Nivia (1994) contrastan la histéresis en el desempleo a partir de pruebas de Dickey-Fuller y Dickey-Fuller Aumentada, concluyendo sobre una gran heterogeneidad regional del mercado laboral colombiano, ya que según estas pruebas existe histéresis total en el desempleo en la ciudad de Bogotá y total ausencia de histéresis en la ciudad de Cali, mientras que en Medellín y Barranquilla parece presentarse una histéresis parcial. Entendiéndose como histéresis total, aquel caso en donde el desempleo del periodo t es exactamente igual al desempleo en el periodo $t - 1$, e histéresis parcial aquel caso en el cual el desempleo del periodo t es una fracción del desempleo en el periodo $t - 1$.

En términos econométricos si se tiene la función $u_t = h\mu_{t-1} + bz_t + \varepsilon_t$, cuando el coeficiente h toma el valor de 1, la histéresis es pura o total, cuando toma valores entre 0 y 1 es histéresis parcial y cuando toma el valor 0 significa ausencia de histéresis; si el coeficiente toma un valor mayor a uno no tiene validez dentro de la teoría económica ya que representa una explosión de la serie.

Según Maurer y Nivia (1994) los factores que determinan la histéresis son la depreciación del capital humano o la incompatibilidad de la formación profesional de la población con respecto a las opciones laborales. Es decir, desempleo de tipo estructural, que se dan en las ciudades de Bogotá, Barranquilla y Medellín, siendo las ciudades que presentan histéresis en el desempleo. Sin embargo, los resultados obtenidos en este estudio no son confiables ya que el número de observaciones (25) es muy reducido, junto a ello, la gran cantidad de regresores (14) que se incluyen en el modelo, y adicionalmente el test de Dickey-Fuller tiene poca potencia (Castellar y Uribe, 2004).

Henao y Rojas (1998) presentan un estudio más arriesgado, intentado probar la existencia de histéresis en el desempleo a través de un método diferente: la Curva de Phillips. Inicialmente, realizan una descripción de la tasa natural de desempleo

(TND), explicando las características y determinantes de esta, así como los diferentes métodos de medición que se han realizado hasta ahora en Colombia.

Luego, proponen su propia medición para la TND para las siete principales áreas metropolitanas del país para los trimestres del periodo comprendido entre 1982 y 1996. Dicha medición la hacen a través de tres métodos diferentes: 1) Técnica de series de tiempo, utilizando el filtro de Hodrick y Prescott, pero este filtro es una aproximación sin teoría y no tiene en cuenta las relaciones que se presentan entre algunas variables económicas relevantes, por lo que se calcula la TND a través de, 2) Modelos simultáneos de formación de precios y salarios, a partir de los cuales se concluye que el grado de flexibilidad del salario real es bajo y que al caer la demanda del producto de las empresas, la reacción por parte de los empresarios de reducir su utilidad no es inmediata, como tampoco lo es el ajuste que deban hacer de sus niveles de empleo, por lo cual, se puede deducir que se presenta poca flexibilidad del mercado de trabajo en Colombia. Por último, se realiza la medición a partir de, 3) la Curva de Phillips aumentada por expectativas de inflación, en donde encuentran que la TND en el periodo 1982-1996 para las 7 principales ciudades de Colombia se ubica en un rango que va de 10.4% a 10.6%. Luego, tienen en cuenta los posibles cambios estructurales, dadas las reformas implementadas a través de la Ley 50 de 1990 que intentaban dinamizar el mercado laboral añadiendo cierto tipo de flexibilidades. Los autores realizan una prueba de Chow mostrando un cambio estructural a partir del cuarto trimestre de 1988. Obtienen además las tasas de desempleo naturales para las cuatro principales ciudades colombianas (Bogotá, Medellín, Cali y Barranquilla), encontrando diferenciales significativos en las tasas naturales de desempleo por ciudades. Y por último, estudian la hipótesis de la existencia de histéresis en el desempleo para el caso colombiano, soportada en: la existencia de seguros al desempleo que deja a los agentes sin estímulo alguno para conseguir un empleo, en el fenómeno del trabajador desalentado y en la resistencia por parte de los empresarios a contratar a los desempleados de largo plazo o de larga duración. El fenómeno de histéresis en el desempleo se prueba adicionando una variable dummy en la curva de Phillips, acompañada por un coeficiente θ el cual determina la existencia de histéresis, en caso de ser negativo, según la siguiente expresión.

$$D^2 \ln p = \alpha + \beta(L)f(u) + \theta Du_{-1} + \gamma Z + \delta(L)D^2 \ln p_{-1} + \mu \quad (17)$$

Dado que el valor de teta es positivo, aunque casi nulo, se concluye que no se cumple la hipótesis de histéresis en el desempleo para el caso colombiano, resultados que contradicen los hallazgos de Maurer y Nivia (1994), aunque esta comparación sobra ya que dichos resultados no son confiables.

Yarce (2000) realiza una recopilación teórica sobre la tasa de desempleo, siguiendo la metodología propuesta por Henao y Rojas (1998) para las siete principales ciudades de Colombia, usando la técnica estadística para series de

tiempo y la técnica de la Curva de Phillips aumentada por expectativas. Este autor analiza el desempleo estructural, o como él lo asume, la tasa natural de desempleo, siendo aquel que se da a causa de las diferencias entre las calificaciones de capital humano buscadas por los demandantes de la fuerza de trabajo y las calificaciones que realmente tienen los oferentes de la misma, en un momento y lugar dado. El desempleo estructural puede darse a causa de la falta de capital humano, o por exceso del mismo, por la información asimétrica, por diferencias demográficas o por rigideces institucionales como los sindicatos. Por otro lado, la TND puede ser descrita como el nivel de desempleo que es alcanzado una vez se logra predecir de manera correcta el crecimiento de los precios y de los salarios, siendo sus principales determinantes: 1) Aspectos Demográficos, 2) Desbalances geográficos y variabilidad sectorial, 3) El salario mínimo y 4) La histéresis en el desempleo.

Arango y Posada (2001) tienen dos objetivos de estudio: el primero es detallar el progreso de la tasa de desempleo urbano en Colombia en el período 1984:1-2000:2. Para esto, describen algunas de las propiedades de las tasas de desempleo, de ocupación y de participación; y el segundo objetivo es comprobar la presencia de la hipótesis de histéresis en la tasa de desempleo. Primero realizan un análisis exhaustivo de la tasa de desempleo para el total del país y para cada una de las siete principales áreas metropolitanas de Colombia. Luego se prueba la persistencia en las series, la capacidad de asimilar los choques y la prolongación de dicho choque, sobre el total de la muestra y en dos sub-períodos comprendidos por 1984:1-1994:4 y 1984:1-1998:4. Los resultados evidencian estacionariedad en el primer sub-período para las tres variables. Por otro lado, tanto para el segundo sub-período como para la muestra completa, los resultados son completamente distintos, ya que las series no presentan estacionariedad. Lo anterior se traduce en que al presentarse choques en las series de estudio, teniendo en cuenta la aplicación del nuevo régimen de cotizaciones a la seguridad social impuesto mediante la Ley 100 de 1993, los efectos de dichos choques se prolongarán hasta el momento en el que cambien algunas características del mercado laboral que afecten de manera directa a las series.

Dado que la tasa de desempleo tiene un comportamiento no estacionario tanto en la muestra completa como en el segundo sub-periodo, verifican la hipótesis de que la tasa de empleo y la tasa global de participación (*TGP*) no se encuentran cointegradas (relación de equilibrio de largo plazo). A partir de la metodología de Johansen encuentran que estas dos variables se cointegran en el primer sub-periodo; pero a largo plazo, para la totalidad del periodo, las variables no están cointegradas. En la prueba de raíz unitaria, para el total de la muestra, a través del test de Dickey-Fuller Aumentado encontraron que la tasa de desempleo fue no estacionaria y que la serie tiene un comportamiento explosivo, lo que indica que la tasa de desempleo presenta “histéresis”. Sin embargo, los resultados obtenidos en este estudio no son fiables ya que a pesar de que los autores caen en cuenta de que existe la presencia de choques estructurales, y de hecho por eso dividen la

muestra en un principio, dicho cambio no es tenido en cuenta a la hora de realizar las pruebas de raíz unitaria (Correa, Castro, Bríñez, Posso y Oviedo, 2006).

La importancia de considerar los choques estructurales, es que de presentarse, sesgan la muestra hacia el no rechazo de la hipótesis nula en las pruebas de raíz unitaria, como ocurrió en el estudio de Arango y Posada (2001), por lo que Castellar y Uribe (2004) proponen introducir dichos choques a través de un método exógeno mediante el cual prueban la hipótesis de “histéresis en el desempleo” para el área metropolitana de la ciudad de Cali. Para ello toman las series de la tasa de desempleo, la tasa de entrada y el tiempo medio de búsqueda y proponen un método diferente de prueba de raíces unitarias, incluyendo un modelo de regresión en el cual la tasa de desempleo es explicada por la tasa de entrada y por el tiempo medio de búsqueda de empleo.

Utilizando la prueba de Dickey-Fuller para verificar la existencia de raíces unitarias Castellar y Uribe (2004) obtienen que para la tasa de entrada y para el tiempo medio de búsqueda se rechaza la existencia de una raíz unitaria, mientras que para la tasa de desempleo la serie se comporta en forma de un paseo aleatorio, es decir, la serie presenta raíz unitaria lo que se traduce en presencia de histéresis en el desempleo. Lo anterior resulta bastante contradictorio ya que no es posible que de la interacción entre dos series estacionarias se produzca una no estacionaria, si el modelo está bien especificado. Esto se da a causa de que “*el contraste usual de Dickey-Fuller enfrenta dos procesos de tipo lineal*” (Castellar y Uribe, 2004) y por tanto al usar este test se estaría cometiendo un error de mala especificación del modelo.

Dado lo anterior, los autores mencionados recientemente, realizan la prueba de raíz unitaria por otros caminos: tendencias cuadráticas, y con un cambio estructural con función quebrada (SPLINE), introducen el choque de manera exógena para el último trimestre de 1994, encontrando que para las cuatro series analizadas se rechaza la hipótesis de presencia de una raíz unitaria en el proceso generador de datos. Sin embargo, aunque el hecho de tener en cuenta cambios estructurales al momento de realizar las pruebas de raíz unitarias - que es un claro aporte de los autores - dado que dichos cambios son incorporados de manera exógena a través de una variable spline, esto puede traducirse en un sesgo (Correa, Castro, Bríñez, Posso, y Oviedo, 2006).

Introducir los posibles choques de manera exógena solo ocasiona un cambio en el sesgo, hacia el rechazo de la hipótesis nula. Una propuesta más sólida es identificar los choques de manera endógena, a partir del proceso generador de datos. Correa, Castro, Bríñez, Posso, y Oviedo (2006) proponen probar la hipótesis de histéresis en el desempleo para Colombia, utilizando diferentes métodos de raíz unitaria para identificar el que mejor se ajusta para la muestra escogida. Dicha hipótesis se analiza para las siete principales áreas metropolitanas y el total nacional a siete áreas, a partir del primer trimestre de

1985 hasta el cuarto trimestre de 2003; los datos utilizados son obtenidos de la Encuesta Nacional y la Encuesta Continua de hogares del DANE y son empalmados siguiendo la metodología de Correa (2006).

La primera prueba de raíz unitaria utilizada por los autores es la tradicional prueba de Dickey-Fuller, la cual es descartada ya que el supuesto de linealidad es muy cuestionado, y se debe tener en cuenta la existencia de cambios estructurales en la serie, dadas algunas reformas laborales existentes dentro del periodo analizado. Por tal motivo, se realiza una variación a la prueba ADF que incluye quiebres exógenos y endógenos, en la estructura de la serie de datos. Dado que la propuesta novedosa de este trabajo es que los choques estructurales son identificados a partir de los mismos datos, sólo se tendrán en cuenta modelos de estructura endógena.

Luego, aplican la prueba de raíz unitaria de Zivot y Andrews (1992), pero como en algunas de las series analizadas posiblemente existen dos quiebres, implementan una extensión de la prueba de Zivot y Andrews (1992) propuesta por Lumsdaine y Papell (1997), donde determinan que el año de quiebre fue 1998. Una vez tienen una correcta especificación, obtienen que los resultados difieren para cada ciudad, por lo cual, la muestra es clasificada en dos grupos: las ciudades de mercados laborales más grandes, como Bogotá, Cali, Medellín, y Nacional a siete áreas, las cuales presentan raíz unitaria, es decir, en estas ciudades existe la presencia de histéresis en el desempleo. Y las ciudades de mercados laborales más pequeños, como Barranquilla, Bucaramanga, Manizales y Pasto con un comportamiento estacionario, sin presencia de histéresis en el desempleo.

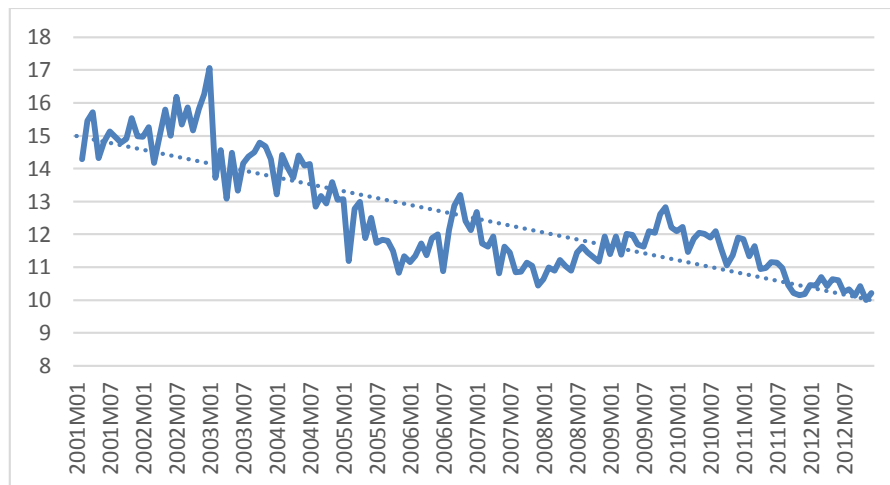
En un estudio más reciente, Echavarría, López, Ocampo y Rodríguez (2011) son aún más atrevidos con el método de prueba de histéresis en el desempleo. Utilizan el modelo de fijación de precios y salarios denominado modelo WS-PS (*wage setting, price setting*) con el fin de describir el impacto esperado de diferentes choques y analizar la posible presencia de histéresis en el desempleo en Colombia. Para determinar la influencia de los choques o cambios estructurales plantean dos modelos VAR-X estructurales. En el primer modelo toman la tasa de desempleo con histéresis incompleta, suponiendo que esta es estacionaria, para lo cual se incluye la serie en niveles. El segundo modelo supone histéresis completa, con una serie de desempleo no estacionaria que se incluye en diferencias. Las variables utilizadas son el salario real, el PIB y la tasa de desempleo, como variables endógenas, y el salario mínimo real, el precio real del petróleo, los términos de intercambio y los costos no salariales, como variables exógenas; dadas todas ellas en información trimestral entre 1984:I y 2010:IV. Los resultados que obtienen, muestran que el crecimiento en la tasa de desempleo que se evidencia en el periodo 1995:II y 2000:I se debe a una combinación de choques e instituciones laborales que a causa de su mal diseño no son capaces de contrarrestar el efecto de dichos choques, por lo que se presenta histéresis en el desempleo. Lo ocurrido se debe a que a causa de la crisis de 1998, la demanda

de trabajo se contrajo y a su vez la oferta de mano de obra aumentó; es por esto entonces que se evidencia el crecimiento en la TD. En Colombia, además, factores como el salario mínimo y los costos no salariales tienen una relación directa con la tasa de desempleo, ya que ante cualquier cambio en estos, el ajuste se da siempre vía tasa de desempleo y no vía salario real, es decir, ante aumentos en el salario mínimo o costos laborales no tributarios, se evidencia también un aumento en la tasa de desempleo.

3. ANÁLISIS EMPÍRICO

3.1. Análisis de la Histéresis en el Desempleo para el Total de la Muestra Colombiana (2001 - 2012)

GRÁFICO 1. Comportamiento de la serie de desempleo 2001-2012, Colombia.



Fuente. Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE)

Inicialmente se tiene la serie mensual de la tasa de desempleo en el periodo 2001-01 a 2012-12 suministrada por el DANE y la cual ha sido empalmada por parte del mismo DANE, a causa del cambio metodológico que se presentó en el año 2006. Esta serie no presenta ningún tipo de transformación, pero al graficar se pueden identificar problemas de estacionalidad en la serie y que fueron probados a través de la prueba D8 presente en el módulo X-12 para el análisis de estacionalidad, de acuerdo a estas pruebas hay evidencia a favor de la estacionalidad asumiendo estabilidad, por otro lado los resultados del test de contraste de estacionalidad móvil se muestran a favor de la no estacionalidad, lo que permite concluir que el tipo de estacionalidad que presenta la serie es estable y no móvil, (ver anexo 3).

Dado lo anterior se corrige la estacionalidad a través del método Tramo Seats, ya que este constituye un procedimiento estándar para la desestacionalización

realizando una corrección de los datos atípico y desagregando los componentes de la serie. El problema de la estacionalidad está en que al ser un fenómeno recurrente mas no determinístico, dificulta la inferencia y le resta potencia a las pruebas de raíz unitaria, es decir, si la serie presenta algún pico muy pronunciado ocasionado por comportamientos cíclicos, esto puede confundirse con un choque estructural que cambie el rumbo de los resultados de las pruebas de raíz unitaria, por tal razón para realizar las pruebas que aquí se proponen, es mucho mejor trabajar con series corregidas por estacionalidad.

En el Gráfico 1 se evidencia una tendencia decreciente en la tasa de desempleo durante el periodo de estudio, así mismo se observa un comportamiento cíclico en el desempleo, sumado a lo anterior la serie no fluctúa alrededor de su media a lo largo del periodo lo que permite deducir, informalmente, que la serie de tasa de desempleo para Colombia desde 2001 hasta 2012 no es estacionaria, aunque dichos problemas de no estacionariedad podrían estar asociados a quiebres estructurales o cambios en la metodología, por lo que se evaluará la hipótesis de histéresis teniendo estos problemas en consideración.

Teniendo en cuenta el análisis gráfico Se realiza la prueba de Dickey-Fuller Aumentada introduciendo una tendencia determinística en la especificación de la prueba, con la que concluimos que la serie no tiene un comportamiento estacionario a pesar de la tendencia, lo que da indicios de la persistencia de un choque que provoca un comportamiento explosivo o inestable en la serie y dicha persistencia se puede interpretar como evidencia de histéresis en el desempleo.

Prueba de Dickey-Fuller Aumentada con tendencia determinística

Null Hypothesis: TASA_DE_DESEMPLEO___SA has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.922327	0.1587
Test critical values:		
1% level	-4.023975	
5% level	-3.441777	
10% level	-3.145474	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(TASA_DE_DESEMPLEO___SA)
Method: Least Squares
Date: 02/12/14 Time: 16:39
Sample (adjusted): 2001M03 2012M12
Included observations: 142 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TASA_DE_DESEMPLEO___SA(-1)	-0.169477	0.057994	-2.922327	0.0041
D(TASA_DE_DESEMPLEO___SA(-1))	-0.368249	0.078093	-4.715495	0.0000
C	2.485356	0.876808	2.834550	0.0053
@TREND(2001M01)	-0.005798	0.002345	-2.472118	0.0146
R-squared	0.255744	Mean dependent var		-0.037241
Adjusted R-squared	0.239565	S.D. dependent var		0.651999
S.E. of regression	0.568562	Akaike info criterion		1.736353
Sum squared resid	44.61030	Schwarz criterion		1.819616
Log likelihood	-119.2810	Hannan-Quinn criter.		1.770187
F-statistic	15.80673	Durbin-Watson stat		2.095966
Prob(F-statistic)	0.000000			

Sin embargo, la confiabilidad de esta prueba no es total, ya que la prueba ADF, así como el resto de pruebas tradicionales de raíz unitaria: Phillips-Perron y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), consideran un PGD lineal para ambas hipótesis (nula y alternativa), por lo que ante la presencia de cambios estructurales dichas pruebas se encuentran sesgadas hacia el no rechazo de la hipótesis nula.

Por medio del análisis del Gráfico 1, se observaron algunos puntos donde se evidencian cambios de tendencia o de media, dichos cambios pueden deberse a posibles choques estructurales. De esta forma debemos tener en cuenta aquellos cambios o choques estructurales para obtener un resultado confiable de la prueba, sin embargo, involucrar el choque de forma exógena a través de una prueba de Chow para luego dividir la muestra y realizar la prueba ADF nuevamente en las sub-muestras, aunque parece una opción tentativa, realmente no constituye una forma adecuada de contemplar los cambios, ya que esto ocasiona un sesgo hacia el rechazo de la hipótesis nula (raíz unitaria).

Una mejor opción es entonces realizar la prueba de Zivot y Andrews (1992), ya que esta examina la muestra y encuentra el punto con más probabilidad de cambio, es decir, encuentra el choque estructural de manera endógena para luego mostrar los resultados de la prueba de raíz unitaria.

Al realizar la prueba de Zivot y Andrews (1992), primero se tienen en cuenta cambios en la media y se encuentra que el choque se da en noviembre de 2008, este choque se le puede atribuir en parte a la crisis financiera internacional, ya que aunque el impacto que tuvo dicha crisis sobre Colombia fue moderado debido al robusto sistema financiero Colombiano, si se considera la convergencia con ciertos factores nacionales, puede explicarse la desaceleración de la economía colombiana en el año 2008.

Quizá uno de los factores internos que más incidencia tuvo fue la llamada crisis de las pirámides que se desató a causa de la quiebra de varias empresas, las cuales encontraron como solución el inicio de una inversión piramidal que tuvo su punto de declive en el último trimestre de 2008, (González. A, 2013). La crisis a raíz del decaimiento de estas captadoras ilegales de dinero, provocó una caída del producto en algunas regiones (especialmente en Nariño), ya que las personas preferían invertir en las pirámides y esperar los beneficios, en lugar de ir a trabajar para obtener un salario monetario (Bonilla, Medina, Rodallega, & Velásquez, 2009).

Teniendo en cuenta un cambio estructural, en media, dado en noviembre de 2008, la prueba de Zivot y Andrews (1992) permite concluir que la serie de la tasa de desempleo para el periodo 2001-2012 presenta indicios de histéresis, ya que el estadístico t es mayor para todos los valores críticos de este modelo (para cada nivel de significancia), por lo que no hay argumentos para rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria.

Prueba de Zivot y Andrews (1992) con cambios en media

Dependent Variable: DY
Method: Least Squares
Date: 05/22/13 Time: 12:28
Sample (adjusted): 2001M03 2012M12
Included observations: 142 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.341924	0.076381	-4.476539	0.0000
C	5.346139	1.208053	4.425416	0.0000
@TREND	-0.019351	0.004669	-4.144882	0.0001
DU	0.777754	0.234287	3.319667	0.0012
DY(-1)	-0.291003	0.078912	-3.687670	0.0003
R-squared	0.311155	Mean dependent var	-0.037241	
Adjusted R-squared	0.291042	S.D. dependent var	0.651999	
S.E. of regression	0.548981	Akaike info criterion	1.673070	
Sum squared resid	41.28904	Schwarz criterion	1.777148	
Log likelihood	-113.7879	Hannan-Quinn criter.	1.715363	
F-statistic	15.47089	Durbin-Watson stat	2.032511	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Variable(s)	Y
t-stat(s)	-4.476539
Lag(s)	1.000000
Break	2008M11
DU1 p-value	0.001155

Se realiza ahora la prueba de Zivot y Andrews (1992) con cambio en tendencia, donde se encuentra un cambio estructural en octubre de 2005:

Prueba de Zivot y Andrews (1992) con cambio en tendencia

Dependent Variable: DY
Method: Least Squares
Date: 05/22/13 Time: 22:25
Sample (adjusted): 2001M03 2012M12
Included observations: 142 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.295646	0.072669	-4.068391	0.0001
C	4.762585	1.186821	4.012894	0.0001
@TREND	-0.022028	0.006289	-3.502838	0.0006
DT	0.017581	0.006344	2.771250	0.0064
DY(-1)	-0.314268	0.078717	-3.992366	0.0001
R-squared	0.295251	Mean dependent var	-0.037241	
Adjusted R-squared	0.274674	S.D. dependent var	0.651999	
S.E. of regression	0.555282	Akaike info criterion	1.695895	
Sum squared resid	42.24232	Schwarz criterion	1.799973	
Log likelihood	-115.4085	Hannan-Quinn criter.	1.738188	
F-statistic	14.34884	Durbin-Watson stat	2.052358	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Variable(s)	Y
t-stat(s)	-4.068391
Lag(s)	1.000000
Break	2005M10
DU1 p-value	0.006361

En este caso se encuentra nuevamente que el estadístico t es mayor para cualquier estadístico t crítico (para cada nivel de significancia), por lo que no se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria y se concluye nuevamente que hay indicios de histéresis en la serie de desempleo ya que se evidencia la persistencia de un choque que provoca un comportamiento explosivo o inestable en la serie.

Finalmente, se realiza la prueba para cambios en media y en tendencia. El cambio estructural se presenta en enero de 2003, época en la que el país experimentó un aumento de la actividad económica ya que aumentaron las tasas de participación y el mercado laboral respondió de manera positiva aumentando así las tasas de empleo y por tanto se evidenció un descenso en las tasas de desempleo (Pérez. T, 2003), esto puede ser atribuible al plan de gobierno, confianza inversionista y seguridad democrática, del expresidente Álvaro Uribe

Vélez, que para ese entonces apenas iniciaba su primer periodo de mandato. Se comprueba entonces nuevamente, con esta prueba, que la serie de tasa de desempleo presenta indicios de histéresis, ya que el estadístico t es mayor para cualquier estadístico t crítico (para cada nivel de significancia).

Prueba de Zivot y Andrews (1992) con cambio en media y tendencia

Dependent Variable: DY
Method: Least Squares
Date: 05/22/13 Time: 22:38
Sample (adjusted): 2001M03 2012M12
Included observations: 142 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.293642	0.061547	-4.771058	0.0000
C	4.127849	0.941237	4.385560	0.0000
@TREND	0.036226	0.018161	1.994722	0.0481
DU	-1.126776	0.268625	-4.194606	0.0000
DT	-0.042798	0.018527	-2.310069	0.0224
DY(-1)	-0.334674	0.074038	-4.520306	0.0000
R-squared	0.348334	Mean dependent var	-0.037241	
Adjusted R-squared	0.324376	S.D. dependent var	0.651999	
S.E. of regression	0.535919	Akaike info criterion	1.631669	
Sum squared resid	39.06052	Schwarz criterion	1.756563	
Log likelihood	-109.8485	Hannan-Quinn criter.	1.682421	
F-statistic	14.53919	Durbin-Watson stat	1.998081	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Variable(s)	Y
t-stat(s)	-4.771058
Lag(s)	1.000000
Break	2003M01
DU1 p-value	4.90E-05

El hecho de que la prueba encuentre un cambio estructural diferente para cada modelo revela la posibilidad de que la serie analizada contenga más de un choque estructural. Dado lo anterior, la prueba de Zivot y Andrews (1992) se encuentra limitada, ya que esta sólo puede contemplar un único choque estructural. Por esta razón, se realiza la prueba de Lumsdaine y Papell (1997) que contempla hasta dos choques.

Prueba Lumsdaine y Papell (1997)

Dependent Variable: DSY
Method: Least Squares
Date: 05/22/13 Time: 22:05
Sample (adjusted): 2001M04 2012M12
Included observations: 141 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.370694	1.308509	4.868667	0.0000
SY(-1)	-0.412766	0.085810	-4.810202	0.0000
DU1	-0.710011	0.180579	-3.931864	0.0001
DT1	-0.017928	0.005981	-2.997804	0.0032
DU2	0.768395	0.252769	3.039913	0.0029
DT2	-0.003496	0.006284	-0.556254	0.5790
DSY(-1)	-0.316669	0.094474	-3.351932	0.0010
DSY(-2)	-0.059816	0.081221	-0.736462	0.4627
R-squared	0.386638	Mean dependent var	-0.039353	
Adjusted R-squared	0.354355	S.D. dependent var	0.653836	
S.E. of regression	0.525370	Akaike info criterion	1.605638	
Sum squared resid	36.70987	Schwarz criterion	1.772944	
Log likelihood	-105.1975	Hannan-Quinn criter.	1.673625	
F-statistic	11.97679	Durbin-Watson stat	1.867921	
Prob(F-statistic)	0.000000			

La prueba Lumsdaine y Papell (1997) encuentra cambios estructurales para noviembre de 2008 y para enero de 2003, fechas que coinciden con las encontradas por la prueba de Zivot y Andrews (1992) para cambios en media y

tendencia y media, respectivamente. El estadístico t arrojado por la prueba es de 4.81, valor que resulta mayor para cualquier estadístico t crítico (para cada nivel de significancia), por lo que con esta prueba, una vez sabemos que es la forma indicada de probar raíz unitaria para la serie analizada, se corrobora que la serie de tasa de desempleo presenta histéresis, o por lo menos hay suficiente evidencia de ello, teniendo en cuenta que en todas las pruebas de raíz unitaria realizadas los resultados se muestran a favor de un comportamiento explosivo en la serie de tasa de desempleo.

Ahora bien, resulta interesante comprobar en qué grupos específicos se presenta este fenómeno ya que la actitud flexible o inflexible frente a choques negativos en la economía puede ser distinta entre los individuos y ser diferente según la edad, además las oportunidades laborales en Colombia se evidencian más para ciertos grupos de edad, no es raro encontrar un clasificado de empleo donde se enuncie explícitamente “se necesita gente de 20 a 30 años para tal trabajo”, aunque este tipo de discriminación es prohibido por la ley, las empresas no dudan en acudir a este tipo de anuncios para filtrar más rápidamente el perfil de personal que desean obtener.

Con el fin de ampliar la presente investigación se realizan las pruebas ya descritas para las tasas de desempleo en los siguientes rangos de edad: de 18 a 25 años, de 26 a 35 años, de 36 a 55 años y de 56 años en adelante. Es importante estudiar el fragmento de la población de 18 a 25 años como un conjunto ya que los agentes que pertenecen a este rango constituyen la gente joven del país, la cual se ha identificado como una de las poblaciones que más debe enfrentar el fenómeno del desempleo, no obstante, de acuerdo con nuestra hipótesis el desempleo juvenil no aporta a la histéresis en el desempleo ya que los salarios de reserva de esta población facilitan el enganche laboral primando la obtención de experiencia laboral. Por otro lado, las personas de 56 años en adelante son consideradas como adultos mayores y por tanto muchos de ellos ya no son activos en el mercado laboral.

3.2. Análisis de la Histéresis en el Desempleo en Colombia por Rangos de Edad

El mercado laboral no se comporta de manera homogénea para el total de la población; el desempleo, se comporta de diferente forma en distintos grupos de población. Esta parte de la investigación se enfoca en el análisis de grupos por rangos de edad, con el fin de identificar el rango de la población que presenta histéresis en el desempleo y que se hace más vulnerable ante periodos de recesión económica.

Para realizar esta parte de la investigación se debe partir de las encuestas de hogares suministradas por el DANE, esto con el fin de realizar los filtros por rangos de edad para luego calcular la tasa de desempleo para cada grupo. Para

realizar los filtros se presentan varios obstáculos, el más importante por supuesto es la disponibilidad de información sobre el mercado laboral en Colombia.

Hasta el año 2006 el DANE venía implementado la Encuesta Continua de Hogares para la recolección de información sobre los hogares colombianos, pero para el tercer trimestre de este mismo año se implementó un cambio metodológico en las encuestas de hogares pasando a utilizar como instrumento la Gran Encuesta Integrada de Hogares, GEIH, lo que provocó grandes inconvenientes en la forma de medir las variables referentes al mercado laboral, haciendo que la información recogida con la Encuesta Continua de Hogares no fuera compatible con la de la GEIH, por tal motivo es necesario realizar un trabajo de empalme en las series analizadas. Sin embargo, no es posible acceder a la información para los años 2006 y 2007, tal vez porque son los años directamente afectados con el cambio de metodología, teniendo en cuenta que en el año 2007 se intentó realizar simultáneamente las dos encuestas para poder tener un punto de comparación.

Por las razones anteriormente expresadas no fue posible realizar los filtros por rangos de edad para una sola muestra, la alternativa fue definir los rangos de edades para un primer periodo de tiempo comprendido entre el año 2001 al 2005 y otro, entre el año 2008 al 2012.

Al realizar las pruebas de detección de raíz unitaria ya mencionadas, que fueron aplicadas sobre el total de la muestra nacional y trabajando nuevamente con series corregidas por estacionalidad, los resultados encontrados se resumen en las siguientes tablas:

TABLA 1. HISTÉRESIS (RAÍZ UNITARIA) MUESTRA 2001-2005			
	DICKEY-FULLER	ZIVOT Y ANDREWS	LUMSDAINE Y PAPELL
18-25	SI	SI	<u>NO</u>
26-35	SI	SI	SI
36-55	SI	SI	SI
56 y más	SI	SI	NO

TABLA 2. HISTÉRESIS (RAÍZ UNITARIA) MUESTRA 2008-2012			
	DICKEY-FULLER	ZIVOT Y ANDREWS	LUMSDAINE Y PAPELL
18-25	NO	SI	<u>NO</u>
26-35	SI	SI	SI
36-55	SI	SI	SI
56 y más	NO	NO	SI

En principio, es importante resaltar que se evidencian algunas diferencias en los resultados obtenidos para las sub-muestras, especialmente en el grupo de edad

de 56 años en adelante, pero teniendo en cuenta que la mayor parte de este grupo de edad no participa en el mercado laboral, no es realmente importante hacer énfasis en estos hechos.

Para verificar si estos resultados son comparables con lo encontrado en la serie agregada del total nacional, se analizan las fechas de cambio estructural encontradas para cada rango de edad en cada una de las sub-muestras para las pruebas de Zivot y Andrews y Lumsdaine y Papell. Los puntos de quiebre se muestran en las siguientes tablas:

TABLA 3. Puntos de Cambio Estructural (2001-2005)					
Grupos de Edad	Zivot y Andrews			Lumsdaine y Papell	
	Media	Tendencia	Tendencia y Media	DU1	DU2
18-25	2002M02	2003M08	2003M06	2002M01	2003M06
26-35	2004M11	2004M08	2004M04	2001M08	2004M03
36-55	2002M05	2003M09	2003M07	2002M05	2003M07
56 y más	2002M02	2003M08	2003M06	2002M01	2003M05

TABLA 4. Puntos de Cambio Estructural (2008-2012)					
Grupos de Edad	Zivot y Andrews			Lumsdaine y Papell	
	Media	Tendencia	Tendencia y Media	DU1	DU2
18-25	2009M03	2010M07	2011M02	2009M02	2011M04
26-35	2009M04	2009M11	2009M08	2009M03	2011M04
36-55	2009M04	2009M11	2009M08	2009M02	2011M02
56 y más	2008M12	2009M04	2008M12	2008M11	2011M03

Las pruebas de raíz unitaria de Zivot y Andrews y Lumsdaine y Papell están creadas o pensadas desde modelos de regresión donde se incluye, mediante rezagos de la variable dependiente, la persistencia en la variable o en su serie de tiempo, por lo que tienen fundamentos en un modelo (una regresión), por tal motivo y dado que las pruebas son similares (mas no iguales) es posible usar criterios de selección de modelos como el AIC, BIC y HQ, ya que estos criterios construyen estadísticos que castigan el uso excesivo de variables en el modelo, usando un log de verosimilitud. Teniendo en cuenta que en las pruebas de raíz unitaria se puede observar que, para cada una de las sub-muestras, los criterios de selección arrojan menores resultados para la prueba de Lumsdaine y Papell (1997), esto es un indicio de que esta prueba presenta un mejor ajuste.

Además la prueba de Zivot y Andrews muestra diferentes puntos de quiebre para cambios en media, tendencia y tendencia y media, por lo que concluimos nuevamente que para cada una de estas sub-muestras la prueba que arroja resultados más potentes es la prueba de Lumsdaine y Papell (1997).

Se puede entonces observar que para el periodo 2001-2005 los puntos de cambio estructural se presentan en los años 2002 y 2003 excepto para el rango de edad de 26 a 35 años. Recordemos que para la serie agregada de desempleo el punto de quiebre se presenta en enero de 2003, es decir que la fecha de cambio estructural coincide con los resultados encontrados en la serie agregada. Es cierto que la coincidencia no es precisa en cuanto al mes de cambio pero esto se debe a que ahora se trabaja con una muestra mucha más pequeña y por tanto cambian algunas características estadísticas de la muestra, además de que la serie agregada sufrió una manipulación de los datos para el empalme, a causa del cambio metodológico que se presentó en la recolección de los datos para el año 2006.

El quiebre estructural que se evidencia en el año 2002 para cada una de las sub-muestras no se evidencia en la serie agregada, en primer lugar porque la prueba de Lumsdaine y Papell solo puede identificar dos choques estructurales y en segundo porque seguramente el cambio que se presenta en el año 2003 es más representativo que el que se presenta en el año 2002.

Algo similar ocurre con los resultados encontrados para el periodo de tiempo 2008-2012, en donde los choques estructurales se evidencian uno finalizando el año 2008 y comenzando el 2009 y el otro en el año 2011. En la serie agregada el cambio estructural se evidencia en noviembre de 2008, lo que quiere decir que los resultados de las pruebas son comparables con los de la serie agregada, nuevamente se presenta un sesgo de algunos meses en evidenciarse el cambio pero como ya se mencionó esto se debe a algunos cambios en las características estadísticas de la muestra.

Una vez comprobamos que las fechas de cambio estructural coinciden, o por lo menos se aproximan mucho, con las encontradas en la serie agregada del total nacional, sabemos que los resultados encontrados en las sub-muestras son comparables con los encontrados en la serie agregada a pesar de que esta si considera los años 2006 y 2007 y que ha sufrido un proceso de empalme de la serie.

Ahora bien, en las Tablas 1 y 2 podemos observar que el grupo, que para ambas muestras no presenta histéresis en el desempleo, es el rango de edad entre 18 y 25 años, a pesar de que algunos estudios, como el de Lasso (2011), demuestran que justamente esta es la población que presenta mayores tasas de desempleo. Con esto y según nuestros resultados, a pesar de que en la población juvenil existan altas tasas de desempleo ellas no configuran histéresis ya que la

probabilidad de salida del desempleo es alta debido a los bajos salarios de reserva y a las ansias por obtener experiencia laboral.

Una posible explicación adicional para este resultado es que por tratarse de gente joven resulta mucho más fácil superar las crisis económicas no solo psicológicamente, sino que a pesar de que no se cuenta con la experiencia suficiente, para los empleadores es más conveniente contratar jóvenes luego de una crisis económica, debido a que los jóvenes tienen un salario de reserva mucho más bajo que el que tienen las personas con experiencia, además también puede deberse a que muchos de estos jóvenes aún no tienen obligaciones por lo que pueden darse el lujo de trabajar por salarios inferiores. También se conocen programas políticos para contrarrestar el alto Desempleo juvenil como la Ley 1429 establecida el 29 de Diciembre de 2010, que pretende impulsar la contratación de gente joven a través de una disminución en los impuestos sobre la renta, de hecho en el artículo 3°, punto e, de dicha ley se estipula:

“Mejorar la ocupabilidad de los/las jóvenes, diseñando, gestionando y evaluando una oferta que contemple todas las necesidades formativas de una persona en situación de exclusión y que cubra todas las etapas que necesite para su inserción social y laboral” (Congreso de Colombia, 2010).

Aunque este tipo de programas es relativamente nuevo, y aplicaría solo para el 2011 en adelante, con esto se reafirma el hecho de que para los jóvenes es más sencillo superar las crisis económicas que para el resto de la población.

Algunos jóvenes no tienen obligaciones, por lo que es más probable que, dado un bajo salario de reserva, se enganchen más rápido que personas que por tener compromisos familiares tienen salarios de reserva más altos. Ahora, los jóvenes pueden tener más niveles de rotación, mayores tasas de salida del desempleo, lo que permite que la tasa de desempleo en este rango de edad no sea persistente; incluso, la misma necesidad de ganar experiencia hace que estén dispuestos a engancharse más rápido en un empleo.

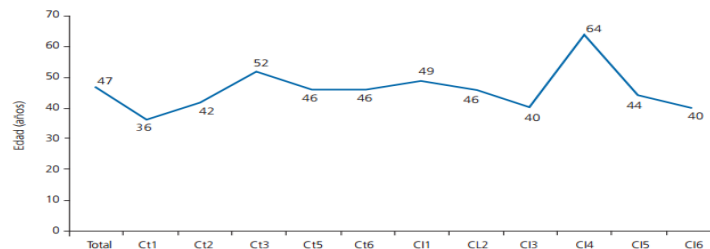
Por otro lado, en el periodo de 2001 a 2005 en el rango de edad de 56 años en adelante, la prueba Lumsdaine y Papell (1997) se muestra a favor de un comportamiento estacionario, sin embargo para este rango de edad, el volumen de empleados y desempleados es muy bajo dado que algunos agentes logran acceder a los beneficios del sistema pensional, y otros simplemente ya no pueden ofrecer sus servicios de mano de obra porque sus habilidades y capacidades se han deteriorado por el desgaste físico, de manera que han pasado a ser inactivos en el mercado laboral.

Las personas adultas, por el contrario, presentan series de tasas de desempleo que siguen paseos aleatorios. Estas personas por lo general tienen altos salarios de reserva independientemente del nivel educativo, aunque no se puede negar su

gran influencia; dado que sus obligaciones son mayores, estas personas son responsables del sustento de los hogares y de la educación de sus hijos, en caso de que existan.

GRÁFICO 2.

Edad promedio del jefe del hogar. Total cabecera (pobres y no pobres) y pobres con déficit por categorías



Fuente: ECV-Dane, 2003. Cálculos: Consultor.

El Gráfico 2 nos permite observar que los jefes de hogar tienen una edad promedio entre los 36 y 52 años (López, 2007), lo que indica que las personas de estas edades por lo general tienen muchas más responsabilidades, característica que los obliga a tener mayores salarios de reserva y por tanto sus periodos de búsqueda tienden a ser más largos, mientras encuentran un empleo que se ajuste a sus expectativas.

Las personas adultas, aunque presentan menores tasas de desempleo (Lasso, 2011), sus periodos de búsqueda, una vez quedan desempleados, son mucho más largos. Ellos esperan obtener un empleo por un salario igual o superior al que poseían en su empleo anterior, por lo cual al no encontrar opciones de empleo con las características deseadas, poco a poco van bajando sus expectativas salariales, pero en dicho proceso se van perdiendo habilidades y se olvidan algunos conocimientos adquiridos con la experiencia, lo que hace más larga aun la espera por encontrar un empleo.

Así pues, el efecto real de las crisis se evidencia en las personas de 26 años en adelante, es decir, en las personas adultas, y es ahí donde deben entonces focalizarse las políticas de reactivación económica cuando se intenta revertir los efectos de una crisis económica, ya que cuando el desempleo afecta a una persona adulta se ve afectada directamente la economía de los hogares.

4. CONCLUSIONES

Las pruebas de raíz unitaria constituyen la alternativa más tentativa para probar la hipótesis de histéresis en el desempleo en el desarrollo de esta investigación. Dentro de este grupo existen también varios tipos de pruebas, las más comunes como Dickey-Fuller, Dickey-Fuller Aumentada, Phillips-Perron y Kwiatkowski-

Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) consideran para la hipótesis nula y alternativa una estructura lineal de la serie, lo que las limita y las sesga hacia el no rechazo de la hipótesis nula. Otras alternativas plantean introducir choques de manera exógena, con el fin de corregir el sesgo presente en las pruebas convencionales, pero esto sólo logra cambiar la dirección del sesgo, hacia el rechazo de la hipótesis nula.

Es por esto que se realizan las pruebas de Zivot y Andrews (1992) y Lumsdaine y Papell (1997), ya que estas hallan los choques de manera endógena a partir del PGD. La prueba de Zivot y Andrews (1992) se encuentra limitada de cierta forma, debido a que sólo es capaz de identificar un choque mientras que la prueba de Lumsdaine y Papell (1997) puede identificar hasta dos choques, es por esto que dicha prueba corresponde a la mejor opción para probar raíz unitaria en la serie analizada, teniendo la certeza de encontrar unos resultados confiables.

Finalmente se encuentra evidencia a favor de la existencia de histéresis en el desempleo en Colombia, lo que podría estar reflejando una poca flexibilidad del mercado laboral por lo que es necesaria una intervención estatal a través de una política de flexibilización de los salarios y contratos. Sin embargo, y después de realizar las pruebas para los diferentes rangos de edad, se obtiene que el único grupo que no aporta al fenómeno de histéresis en el desempleo en Colombia es el grupo de 18 a 25 años de edad, que constituye la población joven del país, esto puede atribuirse a los programas de empleo para los jóvenes por parte del gobierno y a los menores salarios de reserva que tienen los jóvenes por lo que existen más empleos que cumplen con las expectativas de estos, incluso en épocas de recesión económica. Mientras que el desempleo en la población adulta sí aporta a la histéresis en el desempleo.

Con los resultados obtenidos en esta investigación se abre la puerta hacia estudios sobre la histéresis en el desempleo en los que se van a tener en cuenta tanto la tasa de desempleo así como la probabilidad de salida del desempleo para definir con mayor precisión cuales son las causas de la histéresis en el desempleo.

BIBLIOGRAFÍA

Arango, L. y Posada, C.E. (2001) "El Desempleo en Colombia", Banco de la República. Documentos de trabajo, No. 176, abril.

Blanchard, O.J. y Summers, L.H. (1987). "Hysteresis in unemployment", *European Economic Review*, n. 31, p. 288-295.

Bonilla, A. M., Medina, A., Rodallega, D., y Velásquez, A. (2009). "Pirámides de Colombia y el Mundo", Universidad Icesi.

Castellar, C. y Uribe, J. I. (2004). "Evolution structure of Unemployment in the Metropolitan Area of Cali 1988 – 1998: Does the unemployment rate present hysteresis?" *Colombian Economic Journal*. Vol. 2. Número 1.

Castellar, C., y Uribe, J. I. (2002). Estructura y evolución del Desempleo en el área metropolitana de Cali 1988 – 1998: ¿existe Histéresis? Cali, Programa editorial universidad del Valle.

Congreso de Colombia. (2010). Ley 1429. Bogotá.

Correa, J. B., Castro, J. A., Bríñez, O. L., y Posso, C. M. (2006). *Histéresis en el Desempleo en Colombia o presencia de cambio estructural*. Cali, CIDSE.

Domínguez, J. A. (2011). Informalidad Laboral y Pobreza Urbana en Colombia. Cali: CIDSE.

Echavarría, J. J., López, E., Ocampo, S., y Rodríguez, N. (2011). *Choques, instituciones laborales y Desempleo en Colombia*. Bogotá, BANREP.

García, G. A. (2011). Determinantes macro y efectos locales de la informalidad laboral en Colombia. Cali: sociedad y economía N° 21.

González, A. (2013). Alerta por operación de más de 34 pirámides ilegales en Colombia. El País.

Henao M. y Rojas N. (1998). "La Tasa Natural de Desempleo en Colombia", *Archivos de Macroeconomía*, No. 89.

Jiménez R, D. M. (2013). Desempleo: Definiciones y algunas estadísticas para las trece principales áreas metropolitanas de Colombia (segundos trimestres de 2010, 2011 Y 2012). Cali, Univalle.

Lasso V., F. J. (2011). La dinámica del desempleo urbano en Colombia. Bogotá, Banco de la República.

López C, H. (2007). Misión para el diseño de una estrategia para la reducción de la pobreza y la desigualdad (MERPD). Bogotá, DNP.

Pérez T, F. J. (2003). Balance del mercado laboral colombiano, Segundo trimestre de 2003: Continúa aumentado la ocupación y disminuyendo el desempleo. Bogotá, DANE.

Romer, D. (2006). El Desempleo. En D. Romer, *Macroeconomía Avanzada* Tercera Edición (págs. 478 - 484).

ANEXOS

Anexo 1:

VALORES CRÍTICOS PARA LA PRUEBA ZIVOT Y ANDREWS (1992)			
Nivel de significancia	Quiebre en media	Quiebre en tendencia	Quiebre en media y tendencia
1%	-5,43	-4,93	-5,57
5%	-4,8	-4,42	-5,08
10%	-4,58	-4,11	-4,82

FUENTE: Clemente-Montañés-Reyes

Anexo 2:

VALORES CRÍTICOS PARA LA PRUEBA LUMSDAINE Y PAPELL (1997)	
Nivel de significancia	Dos quiebres en media
1,00%	-6,94
5,00%	-6,24
10,00%	-5,96

FUENTE: Lumsdaine, R., y Papell (1997)

Anexo 3: Prueba D 8 Contraste de Kruskal-Wallis, para probar la estacionalidad en la serie agregada 2001-2012. Utilizando el Modulo Census X12 de Eviews 7.

D 8.A F-tests for seasonality

Test for the presence of seasonality assuming stability.

	Sum of Squares	Dgrs.of Freedom	Mean Square	F-Value
Between months	6803.7844	11	618.52585	40.756**
Residual	2003.2811	132	15.17637	
Total	8807.0655	143		

**Seasonality present at the 0.1 per cent level.

Nonparametric Test for the Presence of Seasonality Assuming Stability

Kruskal-Wallis Statistic	Degrees of Freedom	Probability Level
100.3670	11	0.000*

Seasonality present at the one percent level.

Moving Seasonality Test

	Sum of Squares	Dgrs.of Freedom	Mean Square	F-value
Between Years	87.8716	11	7.988330	0.739
Error	1308.5758	121	10.814676	

No evidence of moving seasonality at the five percent level.

Anexo 4: Series mensuales de las TD por rangos de edad.

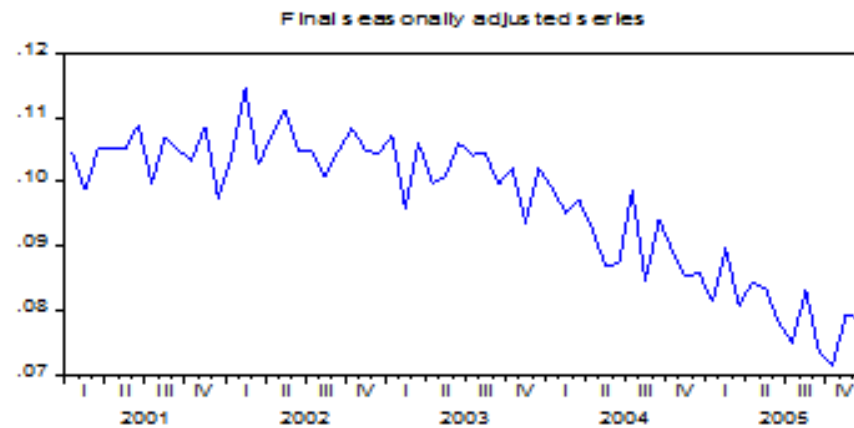
2001-2005					2008-2012				
fecha	18-25	26-35	36-55	55 y más	fecha	18-25	26-35	36-55	55 y más
2001-01	0,34	0,02	0,13	0,11	2008-01	0,14	0,14	0,13	0,14
2001-02	0,35	0,17	0,12	0,1	2008-02	0,15	0,13	0,13	0,14
2001-03	0,33	0,17	0,12	0,11	2008-03	0,11	0,12	0,13	0,13
2001-04	0,32	0,16	0,12	0,1	2008-04	0,13	0,12	0,13	0,13
2001-05	0,33	0,16	0,11	0,11	2008-05	0,12	0,13	0,12	0,12
2001-06	0,35	0,16	0,12	0,12	2008-06	0,13	0,13	0,12	0,13
2001-07	0,31	0,15	0,11	0,1	2008-07	0,13	0,14	0,13	0,14
2001-08	0,32	0,16	0,11	0,11	2008-08	0,13	0,13	0,12	0,11
2001-09	0,32	0,16	0,1	0,1	2008-09	0,12	0,12	0,13	0,12
2001-10	0,3	0,15	0,1	0,1	2008-10	0,1	0,12	0,12	0,12
2001-11	0,3	0,15	0,11	0,11	2008-11	0,13	0,12	0,11	0,11
2001-12	0,29	0,15	0,1	0,08	2008-12	0,13	0,11	0,12	0,13
2002-01	0,35	0,19	0,13	0,11	2009-01	0,16	0,15	0,15	0,16
2002-02	0,33	0,16	0,12	0,11	2009-02	0,14	0,15	0,14	0,16
2002-03	0,31	0,17	0,11	0,11	2009-03	0,16	0,13	0,14	0,15
2002-04	0,32	0,16	0,12	0,1	2009-04	0,15	0,14	0,14	0,15
2002-05	0,31	0,16	0,11	0,12	2009-05	0,14	0,14	0,14	0,13
2002-06	0,32	0,16	0,12	0,11	2009-06	0,13	0,14	0,14	0,14
2002-07	0,31	0,15	0,12	0,11	2009-07	0,13	0,13	0,14	0,14
2002-08	0,32	0,16	0,12	0,1	2009-08	0,13	0,15	0,15	0,14
2002-09	0,3	0,15	0,11	0,1	2009-09	0,14	0,14	0,15	0,14
2002-10	0,29	0,14	0,1	0,11	2009-10	0,14	0,14	0,14	0,13
2002-11	0,29	0,15	0,1	0,1	2009-11	0,14	0,14	0,14	0,13
2002-12	0,29	0,14	0,11	0,09	2009-12	0,15	0,13	0,14	0,13
2003-01	0,34	0,18	0,12	0,11	2010-01	0,16	0,15	0,16	0,17
2003-02	0,33	0,18	0,12	0,1	2010-02	0,15	0,14	0,14	0,14
2003-03	0,33	0,16	0,12	0,11	2010-03	0,13	0,15	0,14	0,13
2003-04	0,33	0,16	0,11	0,1	2010-04	0,14	0,13	0,13	0,13
2003-05	0,32	0,16	0,11	0,11	2010-05	0,14	0,14	0,14	0,13
2003-06	0,32	0,17	0,11	0,11	2010-06	0,15	0,13	0,14	0,13
2003-07	0,33	0,16	0,11	0,11	2010-07	0,15	0,14	0,15	0,14
2003-08	0,32	0,15	0,11	0,1	2010-08	0,15	0,15	0,14	0,15
2003-09	0,31	0,14	0,11	0,1	2010-09	0,14	0,13	0,13	0,14

2001-2005					2008-2012				
fecha	18-25	26-35	36-55	55 y más	fecha	18-25	26-35	36-55	55 y más
2003-10	0,3	0,14	0,1	0,1	2010-10	0,12	0,13	0,14	0,13
2003-11	0,28	0,13	0,09	0,09	2010-11	0,13	0,14	0,13	0,12
2003-12	0,27	0,13	0,09	0,09	2010-12	0,14	0,14	0,13	0,05
2004-01	0,34	0,18	0,13	0,1	2011-01	0,18	0,15	0,18	0,15
2004-02	0,33	0,17	0,12	0,1	2011-02	0,15	0,15	0,14	0,16
2004-03	0,31	0,16	0,11	0,1	2011-03	0,13	0,14	0,14	0,13
2004-04	0,31	0,16	0,12	0,09	2011-04	0,13	0,13	0,14	0,13
2004-05	0,31	0,16	0,1	0,09	2011-05	0,13	0,14	0,13	0,12
2004-06	0,3	0,16	0,11	0,09	2011-06	0,13	0,13	0,13	0,13
2004-07	0,3	0,16	0,11	0,11	2011-07	0,12	0,13	0,12	0,13
2004-08	0,3	0,15	0,1	0,08	2011-08	0,12	0,12	0,12	0,13
2004-09	0,29	0,15	0,1	0,09	2011-09	0,11	0,12	0,12	0,12
2004-10	0,28	0,14	0,09	0,08	2011-10	0,12	0,12	0,11	0,12
2004-11	0,28	0,13	0,09	0,08	2011-11	0,12	0,12	0,12	0,11
2004-12	0,27	0,13	0,09	0,08	2011-12	0,11	0,11	0,11	0,1
2005-01	0,33	0,17	0,11	0,08	2012-01	0,14	0,14	0,15	0,14
2005-02	0,31	0,16	0,11	0,09	2012-02	0,14	0,14	0,14	0,13
2005-03	0,3	0,15	0,1	0,08	2012-03	0,13	0,12	0,12	0,12
2005-04	0,29	0,15	0,1	0,08	2012-04	0,12	0,12	0,13	0,13
2005-05	0,28	0,15	0,1	0,09	2012-05	0,12	0,12	0,13	0,12
2005-06	0,28	0,15	0,09	0,08	2012-06	0,12	0,12	0,13	0,12
2005-07	0,3	0,14	0,1	0,09	2012-07	0,12	0,12	0,13	0,13
2005-08	0,29	0,13	0,09	0,09	2012-08	0,12	0,11	0,11	0,11
2005-09	0,26	0,13	0,09	0,07	2012-09	0,13	0,12	0,12	0,1
2005-10	0,24	0,12	0,08	0,06	2012-10	0,1	0,11	0,11	0,12
2005-11	0,24	0,13	0,09	0,08	2012-11	0,11	0,11	0,11	0,11
2005-12	0,24	0,13	0,09	0,07	2012-12	0,1	0,11	0,11	0,12

Anexo 5: Resultados de las pruebas de raíz unitaria para la muestra 2001-2005 por rangos de edad.

- **De 18 a 25 años**

Gráfica:



Prueba Dickey-Fuller Aumentada

Null Hypothesis: TD_SA has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.564663	0.9875
Test critical values: 1% level	-3.550396	
5% level	-2.913549	
10% level	-2.594521	

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

Prueba de Zivot y Andrews

1. Cambio estructural en media

Dependent Variable: DY
Method: Least Squares
Date: 10/19/13 Time: 12:52
Sample (adjusted): 2001M04 2005M12
Included observations: 57 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.697195	0.175289	-3.977405	0.0002
C	0.077086	0.019281	3.997944	0.0002
@TREND	-0.000559	0.000129	-4.331054	0.0001
DU	0.008373	0.002628	3.186442	0.0025
DY(-1)	-0.479806	0.148637	-3.228050	0.0022
DY(-2)	-0.350312	0.116525	-3.006318	0.0041
R-squared	0.640488	Mean dependent var	-0.000461	
Adjusted R-squared	0.605242	S.D. dependent var	0.006200	
S.E. of regression	0.003896	Akaike info criterion	-8.158657	
Sum squared resid	0.000774	Schwarz criterion	-7.943599	
Log likelihood	238.5217	Hannan-Quinn criter.	-8.075078	
F-statistic	18.17181	Durbin-Watson stat	1.902589	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Variable(s)	Y
t-stat(s)	-3.977405
Lag(s)	2.000000
Break	2002M02
DU1 p-value	0.002459

2. Cambio estructural en tendencia

Dependent Variable: DY
Method: Least Squares
Date: 10/19/13 Time: 12:55
Sample (adjusted): 2001M04 2005M12
Included observations: 57 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-1.446428	0.302742	-4.777757	0.0000
C	0.153763	0.031867	4.825223	0.0000
@TREND	-0.000139	7.01E-05	-1.978627	0.0533
DT	-0.001303	0.000316	-4.119880	0.0001
DY(-1)	0.070049	0.226433	0.309358	0.7583
DY(-2)	-0.109315	0.135873	-0.804543	0.4248
R-squared	0.676559	Mean dependent var	-0.000461	
Adjusted R-squared	0.644849	S.D. dependent var	0.006200	
S.E. of regression	0.003695	Akaike info criterion	-8.264388	
Sum squared resid	0.000696	Schwarz criterion	-8.049330	
Log likelihood	241.5350	Hannan-Quinn criter.	-8.180809	
F-statistic	21.33592	Durbin-Watson stat	1.921953	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Variable(s)	Y
t-stat(s)	-4.777757
Lag(s)	2.000000
Break	2003M08
DU1 p-value	0.000139

3. Cambio estructural en media y tendencia

Dependent Variable: DY
Method: Least Squares
Date: 10/19/13 Time: 12:58
Sample (adjusted): 2001M04 2005M12
Included observations: 57 after adjustments

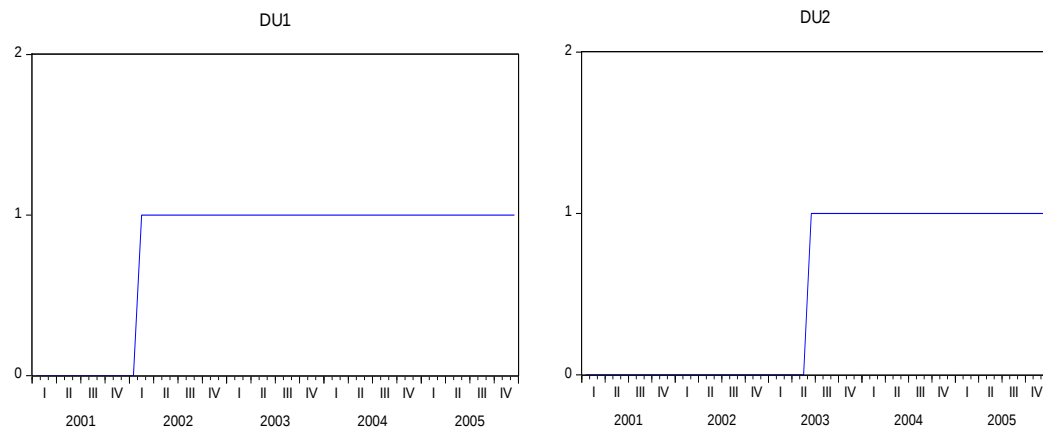
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-1.420863	0.299917	-4.737529	0.0000
C	0.151232	0.031605	4.785105	0.0000
@TREND	-0.000152	9.83E-05	-1.545606	0.1285
DU	0.002800	0.002063	1.357220	0.1808
DT	-0.001265	0.000312	-4.050904	0.0002
DY(-1)	0.054334	0.225466	0.240986	0.8106
DY(-2)	-0.112399	0.136712	-0.822156	0.4149
R-squared	0.676639	Mean dependent var	-0.000461	
Adjusted R-squared	0.637836	S.D. dependent var	0.006200	
S.E. of regression	0.003731	Akaike info criterion	-8.229546	
Sum squared resid	0.000696	Schwarz criterion	-7.978645	
Log likelihood	241.5421	Hannan-Quinn criter.	-8.132038	
F-statistic	17.43765	Durbin-Watson stat	1.933339	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Variable(s)	Y
t-stat(s)	-4.737529
Lag(s)	2.000000
Break	2003M06
DU1 p-value	0.180806

Prueba Lumsdaine y Papell (1997)

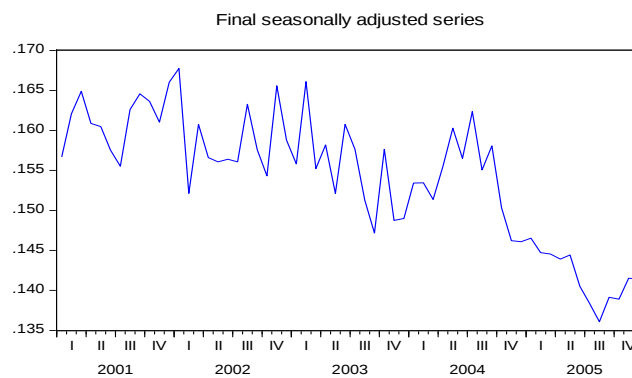
Dependent Variable: DSY
Method: Least Squares
Date: 10/19/13 Time: 13:00
Sample (adjusted): 2001M04 2005M12
Included observations: 57 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.189789	0.030357	6.251808	0.0000
SY(-1)	-1.815393	0.290213	-6.255374	0.0000
DU1	0.007363	0.002198	3.349069	0.0016
DT1	-0.000779	0.000197	-3.957522	0.0002
DU2	0.007091	0.002241	3.164535	0.0027
DT2	-0.001025	0.000289	-3.549074	0.0009
DSY(-1)	0.292693	0.212329	1.378486	0.1743
DSY(-2)	0.005889	0.126852	0.046428	0.9632
R-squared	0.743847	Mean dependent var	-0.000461	
Adjusted R-squared	0.707254	S.D. dependent var	0.006200	
S.E. of regression	0.003355	Akaike info criterion	-8.427455	
Sum squared resid	0.000551	Schwarz criterion	-8.140711	
Log likelihood	248.1825	Hannan-Quinn criter.	-8.316016	
F-statistic	20.32746	Durbin-Watson stat	1.970992	
Prob(F-statistic)	0.000000			



- De 26 a 35 años

Gráfica



Prueba Dickey-Fuller Aumentada

Null Hypothesis: TD_SA has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.737779	0.8285
Test critical values: 1% level	-3.550396	
5% level	-2.913549	
10% level	-2.594521	

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

Prueba Zivot y Andrews

1. Cambio estructural en media

Dependent Variable: DY
Method: Least Squares
Date: 10/19/13 Time: 13:33
Sample (adjusted): 2001M04 2005M12
Included observations: 57 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.648019	0.176722	-3.666888	0.0006
C	0.104875	0.028877	3.631743	0.0007
@TREND	-0.000123	6.31E-05	-1.943153	0.0575
DU	-0.006949	0.002347	-2.960734	0.0046
DY(-1)	-0.269412	0.155691	-1.730425	0.0896
DY(-2)	-0.170101	0.125066	-1.360091	0.1798
R-squared	0.469633	Mean dependent var	-0.000411	
Adjusted R-squared	0.417637	S.D. dependent var	0.005377	
S.E. of regression	0.004104	Akaike info criterion	-8.054645	
Sum squared resid	0.000859	Schwarz criterion	-7.839587	
Log likelihood	235.5574	Hannan-Quinn criter.	-7.971066	
F-statistic	9.031981	Durbin-Watson stat	1.987792	
Prob(F-statistic)	0.000003			

Variable(s)	Y
t-stat(s)	-3.666888
Lag(s)	2.000000
Break	2004M11
DU1 p-value	0.004649

2. Cambio estructural en tendencia

Dependent Variable: DY
Method: Least Squares
Date: 10/19/13 Time: 13:42
Sample (adjusted): 2001M04 2005M12
Included observations: 57 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.686919	0.208518	-3.294294	0.0018
C	0.111383	0.033905	3.285190	0.0018
@TREND	-0.000144	6.45E-05	-2.226328	0.0304
DT	-0.000567	0.000243	-2.330487	0.0238
DY(-1)	-0.188867	0.179557	-1.051853	0.2978
DY(-2)	-0.119849	0.135055	-0.887405	0.3790
R-squared	0.438292	Mean dependent var	-0.000411	
Adjusted R-squared	0.383222	S.D. dependent var	0.005377	
S.E. of regression	0.004223	Akaike info criterion	-7.997231	
Sum squared resid	0.000910	Schwarz criterion	-7.782173	
Log likelihood	233.9211	Hannan-Quinn criter.	-7.913652	
F-statistic	7.958888	Durbin-Watson stat	1.937427	
Prob(F-statistic)	0.000013			

Variable(s)	Y
t-stat(s)	-3.294294
Lag(s)	2.000000
Break	2004M08
DU1 p-value	0.023774

3. Cambio estructural en media y tendencia

Dependent Variable: DY
Method: Least Squares
Date: 10/19/13 Time: 13:44
Sample (adjusted): 2001M04 2005M12
Included observations: 57 after adjustments

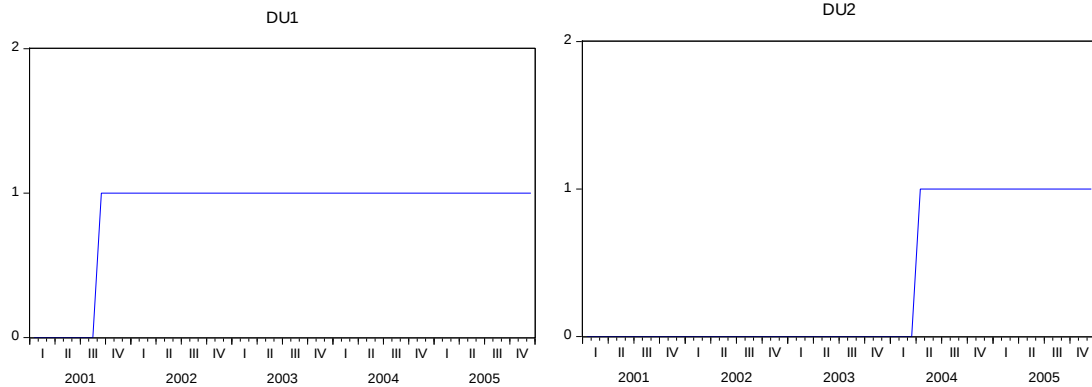
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.795312	0.212077	-3.750109	0.0005
C	0.130019	0.034800	3.736194	0.0005
@TREND	-0.000232	8.91E-05	-2.599862	0.0122
DU	0.005701	0.002728	2.089795	0.0417
DT	-0.000687	0.000236	-2.905106	0.0055
DY(-1)	-0.124750	0.178797	-0.697720	0.4886
DY(-2)	-0.092996	0.132926	-0.699608	0.4874
R-squared	0.468993	Mean dependent var	-0.000411	
Adjusted R-squared	0.405272	S.D. dependent var	0.005377	
S.E. of regression	0.004147	Akaike info criterion	-8.018350	
Sum squared resid	0.000860	Schwarz criterion	-7.767449	
Log likelihood	235.5230	Hannan-Quinn criter.	-7.920841	
F-statistic	7.360107	Durbin-Watson stat	1.960142	
Prob(F-statistic)	0.000011			

Variable(s)	Y
t-stat(s)	-3.750109
Lag(s)	2.000000
Break	2004M04
DU1 p-value	0.041743

Prueba Lumsdaine y Papell (1997)

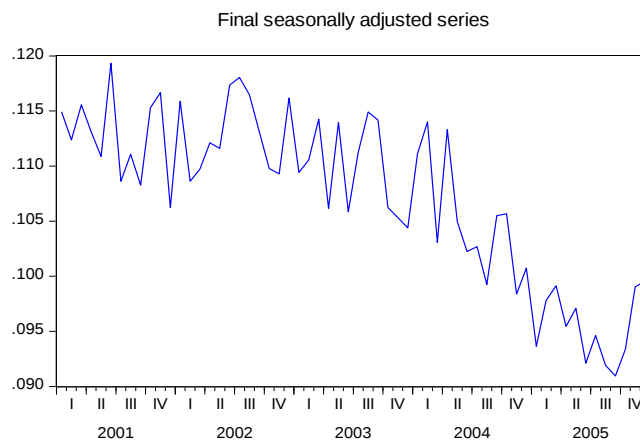
Dependent Variable: DSY
Method: Least Squares
Date: 10/19/13 Time: 13:45
Sample (adjusted): 2001M04 2005M12
Included observations: 57 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.143537	0.034562	4.152973	0.0001
SY(-1)	-0.901277	0.214857	-4.194785	0.0001
DU1	0.003921	0.002429	1.614269	0.1129
DT1	-0.000354	0.000110	-3.213697	0.0023
DU2	0.007408	0.002825	2.622079	0.0116
DT2	-0.000679	0.000231	-2.945759	0.0049
DSY(-1)	-0.074138	0.176956	-0.418962	0.6771
DSY(-2)	-0.066936	0.130876	-0.511446	0.6113
R-squared	0.502584		Mean dependent var	-0.000411
Adjusted R-squared	0.431524		S.D. dependent var	0.005377
S.E. of regression	0.004054		Akaike info criterion	-8.048611
Sum squared resid	0.000805		Schwarz criterion	-7.761867
Log likelihood	237.3854		Hannan-Quinn criter.	-7.937173
F-statistic	7.072723		Durbin-Watson stat	1.989817
Prob(F-statistic)	0.000008			



- De 36 a 55 años

Gráfica:



Prueba Dickey-Fuller Aumentada

Null Hypothesis: TD_SA has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.059480	0.9484
Test critical values: 1% level	-3.555023	
5% level	-2.915522	
10% level	-2.595565	

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

Prueba Zivot y Andrews

1. Cambio estructural en media

Dependent Variable: DY
Method: Least Squares
Date: 10/19/13 Time: 14:11
Sample (adjusted): 2001M06 2005M12
Included observations: 55 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.824118	0.239341	-3.443281	0.0012
C	0.096610	0.028126	3.434830	0.0012
@TREND	-0.000461	0.000127	-3.621453	0.0007
DU	0.007190	0.002520	2.853455	0.0064
DY(-1)	-0.118201	0.207834	-0.568730	0.5722
DY(-2)	-0.047329	0.193934	-0.244046	0.8083
DY(-3)	-0.102469	0.177038	-0.578797	0.5655
DY(-4)	-0.343198	0.130516	-2.629546	0.0115
R-squared	0.582412	Mean dependent var	-0.000206	
Adjusted R-squared	0.520218	S.D. dependent var	0.005453	
S.E. of regression	0.003777	Akaike info criterion	-8.186183	
Sum squared resid	0.000670	Schwarz criterion	-7.894207	
Log likelihood	233.1200	Hannan-Quinn criter.	-8.073274	
F-statistic	9.364432	Durbin-Watson stat	1.905685	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Variable(s)	Y
t-stat(s)	-3.443281
Lag(s)	4.000000
Break	2002M05
DU1 p-value	0.006412

2. Cambio estructural en tendencia

Dependent Variable: DY
Method: Least Squares
Date: 10/19/13 Time: 14:13
Sample (adjusted): 2001M06 2005M12
Included observations: 55 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-1.332782	0.386234	-3.450712	0.0012
C	0.151034	0.043572	3.466311	0.0011
@TREND	-7.75E-05	7.51E-05	-1.031403	0.3076
DT	-0.000835	0.000293	-2.852818	0.0064
DY(-1)	0.316110	0.318290	0.993152	0.3257
DY(-2)	0.306564	0.267375	1.146567	0.2574
DY(-3)	0.143501	0.218588	0.656493	0.5147
DY(-4)	-0.188432	0.148845	-1.265961	0.2118
R-squared	0.582384	Mean dependent var	-0.000206	
Adjusted R-squared	0.520186	S.D. dependent var	0.005453	
S.E. of regression	0.003777	Akaike info criterion	-8.186117	
Sum squared resid	0.000670	Schwarz criterion	-7.894141	
Log likelihood	233.1182	Hannan-Quinn criter.	-8.073208	
F-statistic	9.363372	Durbin-Watson stat	1.807069	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Variable(s)	Y
t-stat(s)	-3.450712
Lag(s)	4.000000
Break	2003M09
DU1 p-value	0.006423

3. Cambio estructural en media y tendencia

Dependent Variable: DY
Method: Least Squares
Date: 10/19/13 Time: 14:14
Sample (adjusted): 2001M06 2005M12
Included observations: 55 after adjustments

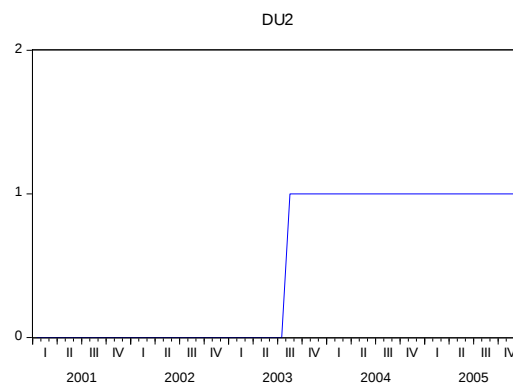
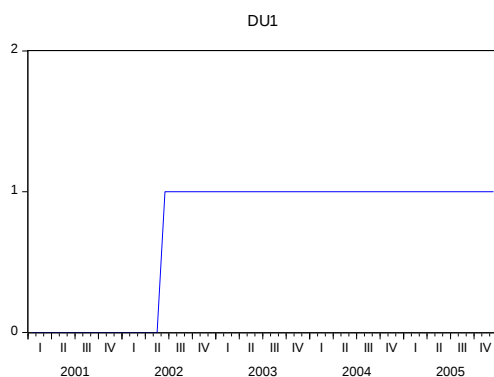
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-1.320621	0.384833	-3.431671	0.0013
C	0.150069	0.043557	3.445343	0.0012
@TREND	-0.000108	0.000106	-1.013559	0.3161
DU	0.002386	0.002193	1.087925	0.2823
DT	-0.000808	0.000288	-2.807239	0.0073
DY(-1)	0.312875	0.319536	0.979155	0.3326
DY(-2)	0.300118	0.267697	1.121110	0.2681
DY(-3)	0.144094	0.220564	0.653299	0.5168
DY(-4)	-0.190615	0.149794	-1.272518	0.2096
R-squared	0.583049	Mean dependent var	-0.000206	
Adjusted R-squared	0.510535	S.D. dependent var	0.005453	
S.E. of regression	0.003815	Akaike info criterion	-8.151346	
Sum squared resid	0.000669	Schwarz criterion	-7.822873	
Log likelihood	233.1620	Hannan-Quinn criter.	-8.024323	
F-statistic	8.040576	Durbin-Watson stat	1.811159	
Prob(F-statistic)	0.000001			

Variable(s)	Y
t-stat(s)	-3.431671
Lag(s)	4.000000
Break	2003M07
DU1 p-value	0.282296

Prueba Lumsdaine y Papell (1997)

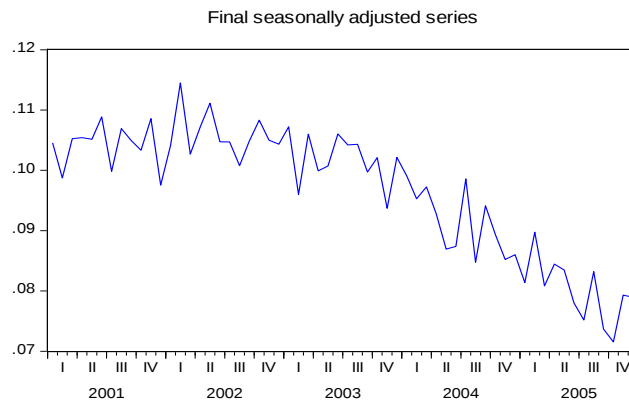
Dependent Variable: DSY
Method: Least Squares
Date: 10/19/13 Time: 14:15
Sample (adjusted): 2001M04 2005M12
Included observations: 57 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.165812	0.032088	5.167459	0.0000
SY(-1)	-1.479097	0.285405	-5.182441	0.0000
DU1	0.006017	0.002493	2.413117	0.0196
DT1	-0.000759	0.000272	-2.794154	0.0074
DU2	0.005399	0.002599	2.077202	0.0430
DT2	-0.000288	0.000285	-1.013034	0.3160
DSY(-1)	0.316421	0.221900	1.425965	0.1602
DSY(-2)	0.191521	0.144332	1.326953	0.1907
R-squared	0.572835	Mean dependent var	-0.000281	
Adjusted R-squared	0.511812	S.D. dependent var	0.005369	
S.E. of regression	0.003751	Akaike info criterion	-8.203935	
Sum squared resid	0.000690	Schwarz criterion	-7.917191	
Log likelihood	241.8122	Hannan-Quinn criter.	-8.092497	
F-statistic	9.387129	Durbin-Watson stat	2.024997	
Prob(F-statistic)	0.000000			



- De 56 años en adelante

Gráfica:



Prueba Dickey-Fuller Aumentada

Null Hypothesis: TD_SA has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.564663	0.9875
Test critical values: 1% level	-3.550396	
5% level	-2.913549	
10% level	-2.594521	

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

Prueba Zivot y Andrews

1. Cambio estructural en media

Dependent Variable: DY
Method: Least Squares
Date: 10/19/13 Time: 14:21
Sample (adjusted): 2001M04 2005M12
Included observations: 57 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.697195	0.175289	-3.977405	0.0002
C	0.077086	0.019281	3.997944	0.0002
@TREND	-0.000559	0.000129	-4.331054	0.0001
DU	0.008373	0.002628	3.186442	0.0025
DY(-1)	-0.479806	0.148637	-3.228050	0.0022
DY(-2)	-0.350312	0.116525	-3.006318	0.0041
R-squared	0.640488	Mean dependent var	-0.000461	
Adjusted R-squared	0.605242	S.D. dependent var	0.006200	
S.E. of regression	0.003896	Akaike info criterion	-8.158657	
Sum squared resid	0.000774	Schwarz criterion	-7.943599	
Log likelihood	238.5217	Hannan-Quinn criter.	-8.075078	
F-statistic	18.17181	Durbin-Watson stat	1.902589	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Variable(s)	Y
t-stat(s)	-3.977405
Lag(s)	2.000000
Break	2002M02
DU1 p-value	0.002459

2. Cambio estructural en tendencia

Dependent Variable: DY
Method: Least Squares
Date: 10/19/13 Time: 14:22
Sample (adjusted): 2001M04 2005M12
Included observations: 57 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-1.446428	0.302742	-4.777757	0.0000
C	0.153763	0.031867	4.825223	0.0000
@TREND	-0.000139	7.01E-05	-1.978627	0.0533
DT	-0.001303	0.000316	-4.119880	0.0001
DY(-1)	0.070049	0.226433	0.309358	0.7583
DY(-2)	-0.109315	0.135873	-0.804543	0.4248
R-squared	0.676559	Mean dependent var	-0.000461	
Adjusted R-squared	0.644849	S.D. dependent var	0.006200	
S.E. of regression	0.003695	Akaike info criterion	-8.264388	
Sum squared resid	0.000696	Schwarz criterion	-8.049330	
Log likelihood	241.5350	Hannan-Quinn criter.	-8.180809	
F-statistic	21.33592	Durbin-Watson stat	1.921953	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Variable(s)	Y
t-stat(s)	-4.777757
Lag(s)	2.000000
Break	2003M08
DU1 p-value	0.000139

3. Cambio estructural en media y tendencia

Dependent Variable: DY
Method: Least Squares
Date: 10/19/13 Time: 14:23
Sample (adjusted): 2001M04 2005M12
Included observations: 57 after adjustments

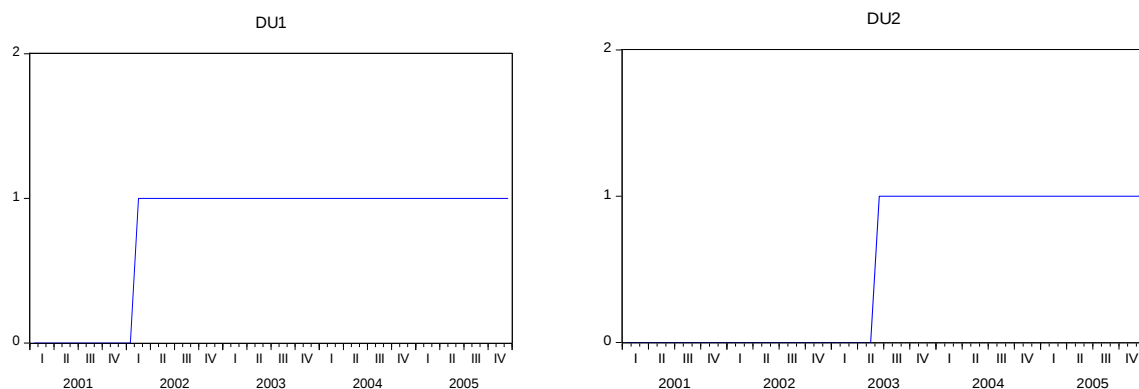
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-1.420863	0.299917	-4.737529	0.0000
C	0.151232	0.031605	4.785105	0.0000
@TREND	-0.000152	9.83E-05	-1.545606	0.1285
DU	0.002800	0.002063	1.357220	0.1808
DT	-0.001265	0.000312	-4.050904	0.0002
DY(-1)	0.054334	0.225466	0.240986	0.8106
DY(-2)	-0.112399	0.136712	-0.822156	0.4149
R-squared	0.676639	Mean dependent var	-0.000461	
Adjusted R-squared	0.637836	S.D. dependent var	0.006200	
S.E. of regression	0.003731	Akaike info criterion	-8.229546	
Sum squared resid	0.000696	Schwarz criterion	-7.978645	
Log likelihood	241.5421	Hannan-Quinn criter.	-8.132038	
F-statistic	17.43765	Durbin-Watson stat	1.933339	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Variable(s)	Y
t-stat(s)	-4.737529
Lag(s)	2.000000
Break	2003M06
DU1 p-value	0.180806

Prueba Lumsdaine y Papell (1997)

Dependent Variable: DSY
Method: Least Squares
Date: 10/19/13 Time: 14:24
Sample (adjusted): 2001M04 2005M12
Included observations: 57 after adjustments

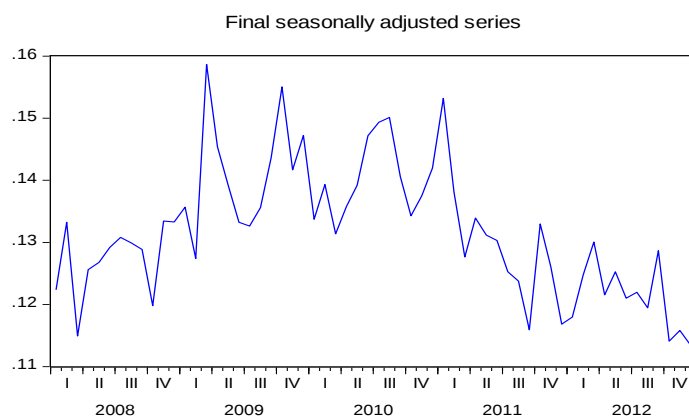
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.189789	0.030357	6.251808	0.0000
SY(-1)	-1.815393	0.290213	-6.255374	0.0000
DU1	0.007363	0.002198	3.349069	0.0016
DT1	-0.000779	0.000197	-3.957522	0.0002
DU2	0.007091	0.002241	3.164535	0.0027
DT2	-0.001025	0.000289	-3.549074	0.0009
DSY(-1)	0.292693	0.212329	1.378486	0.1743
DSY(-2)	0.005889	0.126852	0.046428	0.9632
R-squared	0.743847	Mean dependent var	-0.000461	
Adjusted R-squared	0.707254	S.D. dependent var	0.006200	
S.E. of regression	0.003355	Akaike info criterion	-8.427455	
Sum squared resid	0.000551	Schwarz criterion	-8.140711	
Log likelihood	248.1825	Hannan-Quinn criter.	-8.316016	
F-statistic	20.32746	Durbin-Watson stat	1.970992	
Prob(F-statistic)	0.000000			



Anexo 6: Resultados de las pruebas de raíz unitaria para la muestra 2008-2012 por rangos de edad.

- De 18 a 25 años de edad

Gráfica:



Prueba Dickey-Fuller Aumentada

Null Hypothesis: TD_SA has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.327897	0.0179
Test critical values: 1% level	-3.546099	
5% level	-2.911730	
10% level	-2.593551	

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

Prueba Zivot y Andrews

1. Cambio estructural en media

Dependent Variable: DY
Method: Least Squares
Date: 10/21/13 Time: 19:19
Sample (adjusted): 2008M05 2012M12
Included observations: 56 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.738846	0.186594	-3.959648	0.0002
C	0.100052	0.024744	4.043510	0.0002
@TREND	-0.000499	0.000123	-4.068574	0.0002
DU	0.016445	0.004999	3.289824	0.0019
DY(-1)	0.040747	0.167046	0.243925	0.8083
DY(-2)	0.080672	0.150784	0.535014	0.5951
DY(-3)	-0.139970	0.125736	-1.113202	0.2711
R-squared	0.442540	Mean dependent var	-0.000217	
Adjusted R-squared	0.374280	S.D. dependent var	0.008574	
S.E. of regression	0.006782	Akaike info criterion	-7.032477	
Sum squared resid	0.002254	Schwarz criterion	-6.779308	
Log likelihood	203.9093	Hannan-Quinn criter.	-6.934323	
F-statistic	6.483127	Durbin-Watson stat	1.786572	
Prob(F-statistic)	0.000044			

Variable(s)	Y
t-stat(s)	-3.959648
Lag(s)	3.000000
Break	2009M03
DU1 p-value	0.001862

2. Cambio estructural en tendencia

Dependent Variable: DY
Method: Least Squares
Date: 10/21/13 Time: 19:21
Sample (adjusted): 2008M05 2012M12
Included observations: 56 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.913442	0.241446	-3.783213	0.0004
C	0.115865	0.029795	3.888685	0.0003
@TREND	0.000543	0.000232	2.337170	0.0236
DT	-0.001438	0.000465	-3.095773	0.0032
DY(-1)	0.164204	0.198004	0.829294	0.4110
DY(-2)	0.176031	0.171114	1.028738	0.3087
DY(-3)	-0.067009	0.138422	-0.484094	0.6305
R-squared	0.430749	Mean dependent var	-0.000217	
Adjusted R-squared	0.361045	S.D. dependent var	0.008574	
S.E. of regression	0.006854	Akaike info criterion	-7.011546	
Sum squared resid	0.002302	Schwarz criterion	-6.758377	
Log likelihood	203.3233	Hannan-Quinn criter.	-6.913393	
F-statistic	6.179681	Durbin-Watson stat	1.985564	
Prob(F-statistic)	0.000070			

Variable(s)	Y
t-stat(s)	-3.783213
Lag(s)	3.000000
Break	2010M07
DU1 p-value	0.003242

3. Cambio estructural en media y tendencia

Dependent Variable: DY
Method: Least Squares
Date: 10/21/13 Time: 19:22
Sample (adjusted): 2008M05 2012M12
Included observations: 56 after adjustments

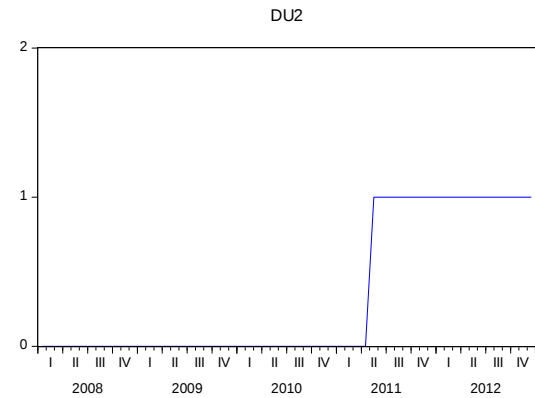
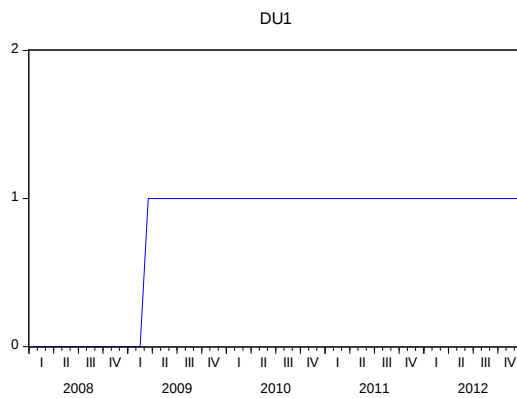
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.950682	0.229147	-4.148793	0.0001
C	0.121579	0.028807	4.220518	0.0001
@TREND	0.000485	0.000179	2.703923	0.0095
DU	-0.013136	0.004042	-3.249556	0.0021
DT	-0.001112	0.000415	-2.676877	0.0101
DY(-1)	0.181947	0.189765	0.958799	0.3425
DY(-2)	0.206059	0.167190	1.232479	0.2238
DY(-3)	-0.041722	0.135701	-0.307454	0.7598
R-squared	0.481566	Mean dependent var	-0.000217	
Adjusted R-squared	0.405961	S.D. dependent var	0.008574	
S.E. of regression	0.006609	Akaike info criterion	-7.069339	
Sum squared resid	0.002096	Schwarz criterion	-6.780003	
Log likelihood	205.9415	Hannan-Quinn criter.	-6.957164	
F-statistic	6.369497	Durbin-Watson stat	2.020893	
Prob(F-statistic)	0.000026			

Variable(s)	Y
t-stat(s)	-4.148793
Lag(s)	3.000000
Break	2011M02
DU1 p-value	0.002115

Prueba Lumsdaine y Papell (1997)

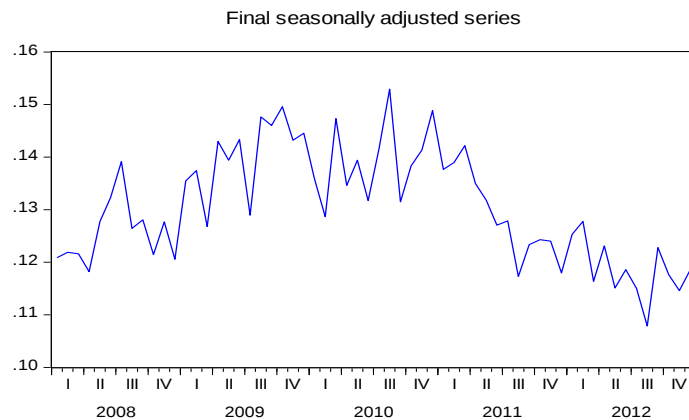
Dependent Variable: DSY
Method: Least Squares
Date: 10/21/13 Time: 19:24
Sample (adjusted): 2008M04 2012M12
Included observations: 57 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.192214	0.025955	7.405777	0.0000
SY(-1)	-1.496807	0.203090	-7.370150	0.0000
DU1	0.019883	0.003760	5.288395	0.0000
DT1	-8.10E-05	0.000154	-0.526269	0.6011
DU2	-0.016476	0.004267	-3.860976	0.0003
DT2	-0.000710	0.000299	-2.371688	0.0217
DSY(-1)	0.592255	0.166021	3.567352	0.0008
DSY(-2)	0.424690	0.119531	3.552984	0.0009
R-squared	0.609427	Mean dependent var	-2.61E-05	
Adjusted R-squared	0.553631	S.D. dependent var	0.008619	
S.E. of regression	0.005759	Akaike info criterion	-7.346801	
Sum squared resid	0.001625	Schwarz criterion	-7.060057	
Log likelihood	217.3838	Hannan-Quinn criter.	-7.235362	
F-statistic	10.92238	Durbin-Watson stat	1.901394	
Prob(F-statistic)	0.000000			



- De 26 a 35 años

Gráfica:



Prueba Dickey-Fuller

Null Hypothesis: TD_SA has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.814751	0.3699
Test critical values: 1% level	-3.548208	
5% level	-2.912631	
10% level	-2.594027	

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

Prueba Zivot y Andrews

1. Cambio estructural en media

Dependent Variable: DY
Method: Least Squares
Date: 10/21/13 Time: 19:37
Sample (adjusted): 2008M05 2012M12
Included observations: 56 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.609861	0.165860	-3.676954	0.0006
C	0.084174	0.022077	3.812818	0.0004
@TREND	-0.000485	0.000126	-3.858310	0.0003
DU	0.013835	0.004793	2.886317	0.0058
DY(-1)	-0.283392	0.169187	-1.675020	0.1003
DY(-2)	-0.163382	0.158340	-1.031842	0.3072
DY(-3)	-0.156860	0.125123	-1.253638	0.2159
R-squared	0.501606	Mean dependent var	5.38E-06	
Adjusted R-squared	0.440579	S.D. dependent var	0.008814	
S.E. of regression	0.006592	Akaike info criterion	-7.089382	
Sum squared resid	0.002129	Schwarz criterion	-6.836213	
Log likelihood	205.5027	Hannan-Quinn criter.	-6.991229	
F-statistic	8.219311	Durbin-Watson stat	1.979269	
Prob(F-statistic)	0.000004			

Variable(s)	Y
t-stat(s)	-3.676954
Lag(s)	3.000000
Break	2009M04
DU1 p-value	0.005783

2. Cambio estructural en tendencia

Dependent Variable: DY
Method: Least Squares
Date: 10/21/13 Time: 19:39
Sample (adjusted): 2008M05 2012M12
Included observations: 56 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.691624	0.217239	-3.183703	0.0025
C	0.084488	0.025013	3.377778	0.0014
@TREND	0.000762	0.000394	1.933627	0.0589
DT	-0.001340	0.000560	-2.390354	0.0207
DY(-1)	-0.233470	0.196594	-1.187578	0.2407
DY(-2)	-0.117295	0.174317	-0.672883	0.5042
DY(-3)	-0.093785	0.134483	-0.697373	0.4889
R-squared	0.477767	Mean dependent var	5.38E-06	
Adjusted R-squared	0.413821	S.D. dependent var	0.008814	
S.E. of regression	0.006748	Akaike info criterion	-7.042660	
Sum squared resid	0.002231	Schwarz criterion	-6.789491	
Log likelihood	204.1945	Hannan-Quinn criter.	-6.944507	
F-statistic	7.471323	Durbin-Watson stat	1.959155	
Prob(F-statistic)	0.000010			

Variable(s)	Y
t-stat(s)	-3.183703
Lag(s)	3.000000
Break	2009M11
DU1 p-value	0.020721

3. Cambio estructural en media y tendencia

Dependent Variable: DY
Method: Least Squares
Date: 10/21/13 Time: 19:41
Sample (adjusted): 2008M05 2012M12
Included observations: 56 after adjustments

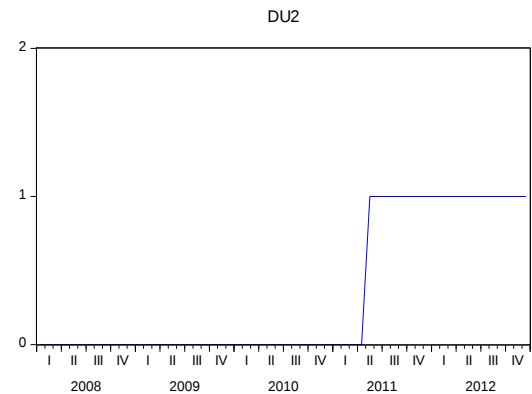
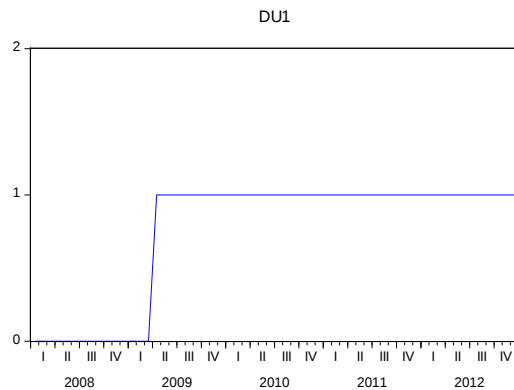
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.793986	0.219975	-3.609440	0.0007
C	0.100246	0.026689	3.756118	0.0005
@TREND	0.000442	0.000444	0.994646	0.3249
DU	0.010018	0.004896	2.046365	0.0462
DT	-0.001125	0.000546	-2.059192	0.0449
DY(-1)	-0.128717	0.204914	-0.628152	0.5329
DY(-2)	-0.027725	0.182014	-0.152321	0.8796
DY(-3)	-0.036002	0.138399	-0.260134	0.7959
R-squared	0.502708	Mean dependent var	5.38E-06	
Adjusted R-squared	0.430186	S.D. dependent var	0.008814	
S.E. of regression	0.006653	Akaike info criterion	-7.055880	
Sum squared resid	0.002125	Schwarz criterion	-6.766544	
Log likelihood	205.5646	Hannan-Quinn criter.	-6.943705	
F-statistic	6.931812	Durbin-Watson stat	1.961192	
Prob(F-statistic)	0.000010			

Variable(s)	Y
t-stat(s)	-3.609440
Lag(s)	3.000000
Break	2009M08
DU1 p-value	0.046219

Prueba Lumsdaine y Papell (1997)

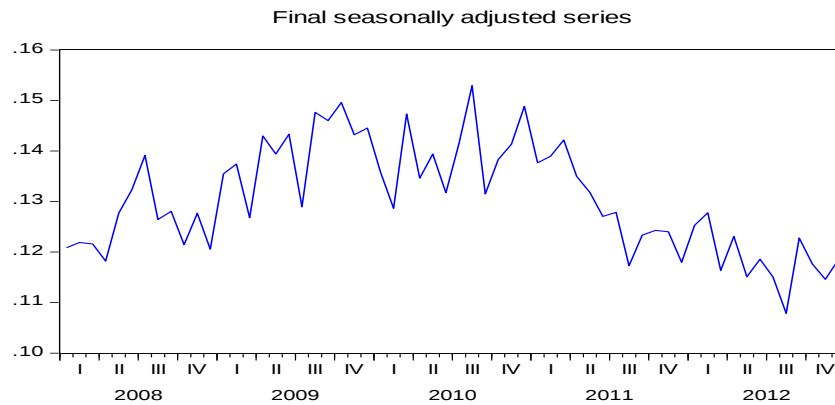
Dependent Variable: DSY
Method: Least Squares
Date: 10/21/13 Time: 19:42
Sample (adjusted): 2008M04 2012M12
Included observations: 57 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.151241	0.029145	5.189291	0.0000
SY(-1)	-1.180261	0.229544	-5.141767	0.0000
DU1	0.015483	0.004109	3.768291	0.0004
DT1	-8.00E-05	0.000170	-0.469387	0.6409
DU2	-0.012926	0.004137	-3.124698	0.0030
DT2	-0.000757	0.000385	-1.967087	0.0548
DSY(-1)	0.113627	0.189562	0.599419	0.5517
DSY(-2)	0.106179	0.134375	0.790166	0.4332
R-squared	0.576595	Mean dependent var	-5.40E-05	
Adjusted R-squared	0.516109	S.D. dependent var	0.008746	
S.E. of regression	0.006084	Akaike info criterion	-7.236814	
Sum squared resid	0.001814	Schwarz criterion	-6.950070	
Log likelihood	214.2492	Hannan-Quinn criter.	-7.125375	
F-statistic	9.532651	Durbin-Watson stat	2.082500	
Prob(F-statistic)	0.000000			



- De 36 a 55 años

Gráfica:



Prueba Dickey-Fuller Aumentada

Null Hypothesis: TD_SA has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.814751	0.3699
Test critical values: 1% level	-3.548208	
5% level	-2.912631	
10% level	-2.594027	

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

Prueba Zivot Y Andrews

1. Cambio estructural en media

Dependent Variable: DY
Method: Least Squares
Date: 10/21/13 Time: 19:54
Sample (adjusted): 2008M05 2012M12
Included observations: 56 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.609861	0.165860	-3.676954	0.0006
C	0.084174	0.022077	3.812818	0.0004
@TREND	-0.000485	0.000126	-3.858310	0.0003
DU	0.013835	0.004793	2.886317	0.0058
DY(-1)	-0.283392	0.169187	-1.675020	0.1003
DY(-2)	-0.163382	0.158340	-1.031842	0.3072
DY(-3)	-0.156860	0.125123	-1.253638	0.2159
R-squared	0.501606	Mean dependent var	5.38E-06	
Adjusted R-squared	0.440579	S.D. dependent var	0.008814	
S.E. of regression	0.006592	Akaike info criterion	-7.089382	
Sum squared resid	0.002129	Schwarz criterion	-6.836213	
Log likelihood	205.5027	Hannan-Quinn criter.	-6.991229	
F-statistic	8.219311	Durbin-Watson stat	1.979269	
Prob(F-statistic)	0.000004			

Variable(s)	Y
t-stat(s)	-3.676954
Lag(s)	3.000000
Break	2009M04
DU1 p-value	0.005783

2. Cambio estructural en tendencia

Dependent Variable: DY
Method: Least Squares
Date: 10/21/13 Time: 19:56
Sample (adjusted): 2008M05 2012M12
Included observations: 56 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.691624	0.217239	-3.183703	0.0025
C	0.084488	0.025013	3.377778	0.0014
@TREND	0.000762	0.000394	1.933627	0.0589
DT	-0.001340	0.000560	-2.390354	0.0207
DY(-1)	-0.233470	0.196594	-1.187578	0.2407
DY(-2)	-0.117295	0.174317	-0.672883	0.5042
DY(-3)	-0.093785	0.134483	-0.697373	0.4889
R-squared	0.477767	Mean dependent var	5.38E-06	
Adjusted R-squared	0.413821	S.D. dependent var	0.008814	
S.E. of regression	0.006748	Akaike info criterion	-7.042660	
Sum squared resid	0.002231	Schwarz criterion	-6.789491	
Log likelihood	204.1945	Hannan-Quinn criter.	-6.944507	
F-statistic	7.471323	Durbin-Watson stat	1.959155	
Prob(F-statistic)	0.000010			

Variable(s)	Y
t-stat(s)	-3.183703
Lag(s)	3.000000
Break	2009M11
DU1 p-value	0.020721

3. Cambio estructural en media y tendencia

Dependent Variable: DY
Method: Least Squares
Date: 10/21/13 Time: 19:57
Sample (adjusted): 2008M05 2012M12
Included observations: 56 after adjustments

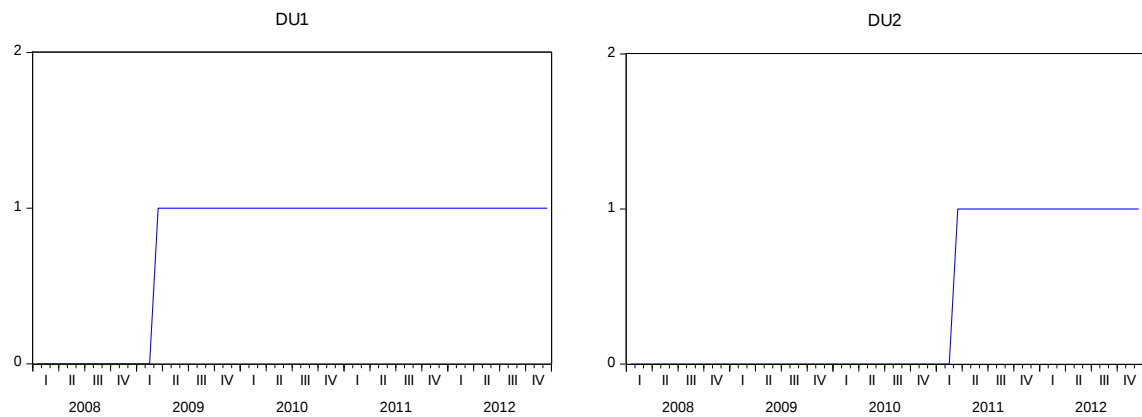
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.793986	0.219975	-3.609440	0.0007
C	0.100246	0.026689	3.756118	0.0005
@TREND	0.000442	0.000444	0.994646	0.3249
DU	0.010018	0.004896	2.046365	0.0462
DT	-0.001125	0.000546	-2.059192	0.0449
DY(-1)	-0.128717	0.204914	-0.628152	0.5329
DY(-2)	-0.027725	0.182014	-0.152321	0.8796
DY(-3)	-0.036002	0.138399	-0.260134	0.7959
R-squared	0.502708	Mean dependent var	5.38E-06	
Adjusted R-squared	0.430186	S.D. dependent var	0.008814	
S.E. of regression	0.006653	Akaike info criterion	-7.055880	
Sum squared resid	0.002125	Schwarz criterion	-6.766544	
Log likelihood	205.5646	Hannan-Quinn criter.	-6.943705	
F-statistic	6.931812	Durbin-Watson stat	1.961192	
Prob(F-statistic)	0.000010			

Variable(s)	Y
t-stat(s)	-3.609440
Lag(s)	3.000000
Break	2009M08
DU1 p-value	0.046219

Prueba Lumsdaine y Papell (1997)

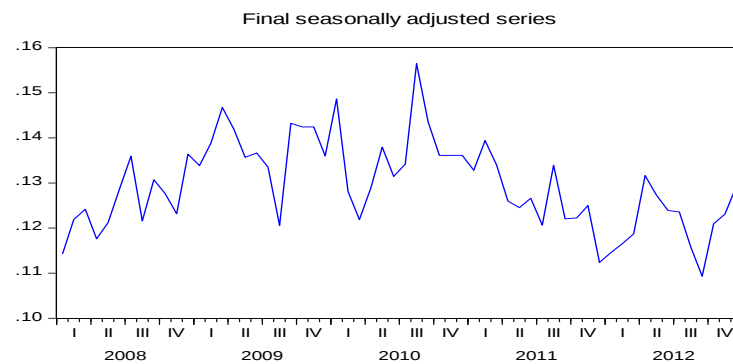
Dependent Variable: DSY
Method: Least Squares
Date: 10/21/13 Time: 19:58
Sample (adjusted): 2008M04 2012M12
Included observations: 57 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.151241	0.029145	5.189291	0.0000
SY(-1)	-1.180261	0.229544	-5.141767	0.0000
DU1	0.015483	0.004109	3.768291	0.0004
DT1	-8.00E-05	0.000170	-0.469387	0.6409
DU2	-0.012926	0.004137	-3.124698	0.0030
DT2	-0.000757	0.000385	-1.967087	0.0548
DSY(-1)	0.113627	0.189562	0.599419	0.5517
DSY(-2)	0.106179	0.134375	0.790166	0.4332
R-squared	0.576595	Mean dependent var	-5.40E-05	
Adjusted R-squared	0.516109	S.D. dependent var	0.008746	
S.E. of regression	0.006084	Akaike info criterion	-7.236814	
Sum squared resid	0.001814	Schwarz criterion	-6.950070	
Log likelihood	214.2492	Hannan-Quinn criter.	-7.125375	
F-statistic	9.532651	Durbin-Watson stat	2.082500	
Prob(F-statistic)	0.000000			



- De 56 años en adelante

Gráfica



Prueba Dickey-Fuller Aumentada

Null Hypothesis: TD_SA has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.932254	0.0033
Test critical values: 1% level	-3.546099	
5% level	-2.911730	
10% level	-2.593551	

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

Prueba Zivot y Andrews

1. Cambio estructural en media

Dependent Variable: DY
Method: Least Squares
Date: 10/22/13 Time: 21:56
Sample (adjusted): 2008M02 2012M12
Included observations: 59 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.665324	0.118635	-5.608149	0.0000
C	0.085334	0.015199	5.614503	0.0000
@TREND	-0.000309	8.68E-05	-3.559496	0.0008
DU	0.012449	0.003902	3.190886	0.0023
R-squared	0.365641	Mean dependent var	0.000257	
Adjusted R-squared	0.331040	S.D. dependent var	0.008608	
S.E. of regression	0.007040	Akaike info criterion	-7.008908	
Sum squared resid	0.002726	Schwarz criterion	-6.868058	
Log likelihood	210.7628	Hannan-Quinn criter.	-6.953926	
F-statistic	10.56724	Durbin-Watson stat	1.961944	
Prob(F-statistic)	0.000014			

Variable(s)	Y
t-stat(s)	-5.608149
Lag(s)	0.000000
Break	2008M12
DU1 p-value	0.002344

2. Cambio estructural en tendencia

Dependent Variable: DY
Method: Least Squares
Date: 10/22/13 Time: 21:57
Sample (adjusted): 2008M02 2012M12
Included observations: 59 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.705032	0.129504	-5.444091	0.0000
C	0.083331	0.015169	5.493364	0.0000
@TREND	0.001125	0.000408	2.757642	0.0079
DT	-0.001455	0.000481	-3.025020	0.0038
R-squared	0.355446	Mean dependent var	0.000257	
Adjusted R-squared	0.320288	S.D. dependent var	0.008608	
S.E. of regression	0.007097	Akaike info criterion	-6.992964	
Sum squared resid	0.002770	Schwarz criterion	-6.852114	
Log likelihood	210.2924	Hannan-Quinn criter.	-6.937982	
F-statistic	10.11010	Durbin-Watson stat	1.923008	
Prob(F-statistic)	0.000021			

Variable(s)	Y
t-stat(s)	-5.444091
Lag(s)	0.000000
Break	2009M04
DU1 p-value	0.003775

3. Cambio estructural en media y tendencia

Dependent Variable: DY
Method: Least Squares
Date: 10/22/13 Time: 21:59
Sample (adjusted): 2008M02 2012M12
Included observations: 59 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.688900	0.124227	-5.545485	0.0000
C	0.085317	0.015274	5.585587	0.0000
@TREND	0.000227	0.000798	0.284632	0.7770
DU	0.010546	0.004828	2.184478	0.0333
DT	-0.000551	0.000815	-0.675630	0.5022
R-squared	0.370959	Mean dependent var	0.000257	
Adjusted R-squared	0.324363	S.D. dependent var	0.008608	
S.E. of regression	0.007075	Akaike info criterion	-6.983427	
Sum squared resid	0.002703	Schwarz criterion	-6.807365	
Log likelihood	211.0111	Hannan-Quinn criter.	-6.914700	
F-statistic	7.961225	Durbin-Watson stat	1.939643	
Prob(F-statistic)	0.000040			

Variable(s)	Y
t-stat(s)	-5.545485
Lag(s)	0.000000
Break	2008M12
DU1 p-value	0.033288

Prueba Lumsdaine y Papell (1997)

Dependent Variable: DSY
Method: Least Squares
Date: 10/22/13 Time: 22:00
Sample (adjusted): 2008M04 2012M12
Included observations: 57 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.116537	0.026039	4.475455	0.0000
SY(-1)	-0.927650	0.207810	-4.463945	0.0000
DU1	0.010861	0.004151	2.616527	0.0118
DT1	-2.80E-05	0.000166	-0.168524	0.8669
DU2	-0.010910	0.004431	-2.462175	0.0174
DT2	-0.000167	0.000341	-0.490405	0.6260
DSY(-1)	0.137119	0.169446	0.809223	0.4223
DSY(-2)	0.032562	0.137453	0.236891	0.8137
R-squared	0.438080	Mean dependent var	9.16E-05	
Adjusted R-squared	0.357806	S.D. dependent var	0.008699	
S.E. of regression	0.006971	Akaike info criterion	-6.964712	
Sum squared resid	0.002381	Schwarz criterion	-6.677968	
Log likelihood	206.4943	Hannan-Quinn criter.	-6.853273	
F-statistic	5.457295	Durbin-Watson stat	1.979287	
Prob(F-statistic)	0.000113			

