

ESTRUCTURA Y EVOLUCIÓN DEL DESEMPLEO EN EL ÁREA METROPOLITANA DE CALI 1988 – 1998: ¿EXISTE HISTÉRESIS? *

CARLOS E. CASTELLAR P.**
JOSÉ IGNACIO URIBE G.**

RESUMEN

En este trabajo se hace un análisis de los componentes estructurales del desempleo: la tasa de entrada o frecuencia del desempleo y la duración media del mismo. En el caso del Área Metropolitana de Cali el movimiento de la tasa de desempleo en el periodo 1988-94 obedeció a un descenso del tiempo medio de búsqueda (aumento de la tasa de salida del desempleo), que se tradujo en una disminución de la tasa de desempleo hasta su mínimo histórico (6.9%).

Posteriormente se plantea el análisis de la existencia de raíces unitarias en la serie tasa de desempleo. La hipótesis de histéresis en el desempleo tanto absoluta como parcial, resulta altamente rechazada por la evidencia empírica. Un uso inadecuado del test de Dickey y Fuller puede llevar a la conclusión contraria cuando sólo se consideran procesos lineales en el contraste. La inexistencia de una raíz unitaria se mantiene para la tasa de entrada, el tiempo medio de búsqueda y la duración media del desempleo. Estas variables pueden representarse adecuadamente con procesos de tendencia determinística bien sea lineal, quebrada o cuadrática.

Los efectos del choque a la economía vallecaucana a inicios de 1995 se tradujeron en un cambio suave en la estructura del desempleo. Aunado esto a la inexistencia de raíces unitarias en los procesos generadores de datos, se puede afirmar que los efectos del choque son temporales y no permanentes y en consecuencia la solución es exógena. Dicho de otro modo si la tasa de desempleo no tiene raíz unitaria, no habiendo histéresis ni total ni parcial, su disminución no podrá ser ocasionada por factores endógenos, por lo tanto las políticas de flexibilización del mercado laboral no son adecuadas para solucionar el problema.

* Este artículo hace parte del proyecto de investigación “DETERMINANTES DE LA DURACIÓN DEL DESEMPLEO EN EL ÁREA METROPOLITANA DE CALI 1988 – 1998” adscrito al CIDSE, dirigido por los investigadores Castellar y Uribe, y financiado por COLCIENCIAS.

** Profesores del Departamento de Economía de la Universidad del Valle. Los autores reconocen los cotidianos aportes que el grupo de Economía Laboral hacen al proceso investigativo y agradecen en especial la asistencia de Angie Hernández y Lina María Villota. Cualquier error, por acción u omisión, es de absoluta responsabilidad de los autores.

1. INTRODUCCIÓN

El aumento observado de la tasa de desempleo en el país a partir de mediados de la década pasada sustenta la especial importancia dada al estudio de su evolución, sus determinantes y sus componentes. Dicho aumento en Colombia se ha intentado explicar con base en factores como la reconversión industrial, la reestructuración del sector público, el mal manejo de la política económica que ocasionó incrementos desmesurados de las tasas de interés y revaluación, la coyuntura internacional adversa, entre otros. Un punto que ha centrado la atención de los investigadores es la tasa de desempleo de largo plazo, aquella que no depende del nivel de actividad económica, o tasa natural de desempleo, tal cual se puede evidenciar en las revisiones de Guataqui (2000) y Yarce (2000).

Una hipótesis asociada y relevante en la evolución de la tasa de desempleo es la persistencia de la misma, conocida como histéresis, Blanchard (1986), Blanchard y Summers (1987). Si hay histéresis sus orígenes hay que buscarlos en el interior del mercado de trabajo, es decir, endógenamente. Serían fundamentalmente las inflexibilidades de este mercado las que explicarían la persistencia del desempleo. Las consecuencias para la política económica son inmediatas: flexibilización de contratación y salarios. Si no hay histéresis el problema tiene una dinámica exógena al mercado de trabajo y las medidas de política deben orientarse hacia la reactivación de la demanda efectiva y la acumulación de capital. Desde el punto de vista de la macroeconometría el problema es si la serie temporal, tasa de desempleo, presenta una raíz unitaria (no es estacionaria, hay histéresis total) ó no (estacionaria, histéresis parcial ó ausencia de la misma).

El reciente trabajo de Arango y Posada (2001) argumenta a favor de la existencia de raíces unitarias y para Cali afirma que la raíz es doble. Encuentra que la tasa de desempleo fue estacionaria hasta 1994 para dejar de serlo, imponiendo no estacionariedad (raíz unitaria) del periodo 1995-1998 al comportamiento de largo plazo 1988-1998. Sus recomendaciones incluyen mayor flexibilización vía salarios y costos laborales.

No obstante, una mirada conjunta a los componentes de la estructura de la tasa de desempleo: la tasa de entrada y la duración media, no se ha realizado en el medio académico nacional. Con un sencillo modelo de fundamentación microeconómica (Layard, Nickell y Jackman (1991)) según el cual la probabilidad de estar desempleado es función de la probabilidad de entrar al desempleo y de la probabilidad de salir del mismo, inverso de la duración media, es factible esclarecer la estructura del desempleo y dilucidar el papel que sus componentes han jugado en su evolución. Cuando se intenta observar el problema a nivel macroeconómico surge la necesidad de establecer la existencia de una raíz unitaria en las tres series que intervienen: la tasa de desempleo, la tasa de entrada y el tiempo medio de búsqueda. Sin embargo, la relevancia de esta hipótesis supera el interés académico de la macroeconometría para situarse en la de los gestores de la política económica, dadas sus implicaciones sobre la naturaleza, persistencia y origen de los choques.

El objetivo del artículo es analizar la tasa de desempleo, la tasa de entrada y el tiempo medio de búsqueda en dos perspectivas. Primero, proponer una estrategia diferente a lo que hasta ahora se ha hecho para verificar la hipótesis de una raíz unitaria en las series. Segundo, formular un modelo de regresión que permita establecer el aporte de la tasa de entrada y del tiempo medio de

búsqueda en la explicación de los movimientos de la tasa de desempleo. En la siguiente sección se esbozan los rudimentos teóricos que subyacen en la descomposición de la tasa de desempleo y luego se observan los movimientos de las variables que intervienen en la estructura. La tercera unidad del artículo esclarece aspectos olvidados en el contraste de raíces unitarias y verifica la hipótesis de raíz unitaria en la tasa de desempleo, la tasa de entrada, el tiempo medio de búsqueda y la duración media. En la siguiente unidad se generaliza y aplica el contraste cuando se tienen tendencias cuadráticas y quebradas. Por esta vía se encuentra un contundente rechazo a la hipótesis de histéresis. Lo allí encontrado permite en la quinta sección modelar las trayectorias de acuerdo a tendencias determinísticas. Puede entonces formularse un modelo de regresión lineal múltiple para establecer la relación entre tasa de desempleo en función de la tasa de entrada y la duración media, tema de la sexta subdivisión del artículo. Conclusiones, bibliografía y anexos con información estadística y econométrica, completan la estructura de este artículo. El documento completo con los anexos que se mencionan puede encontrarse en: <http://socioeconomia.univalle.edu.co/cidse/cidse.html>

2. LOS COMPONENTES ESTRUCTURALES DEL DESEMPLEO

Teóricamente es posible descomponer la tasa de desempleo en términos de la probabilidad de quedar desempleado y del tiempo medio que se dura en esta condición (Layard, Nickell y Jackman 1991; Blanco, 1995). Desde esta concepción teórica se considera el volumen de desempleados (DES_t) como un stock similar a un estanque o reserva en la cual hay entradas (E_t) y salidas (S_t). Bajo el supuesto de estado estacionario, los flujos de entrada y de salida son iguales. Se puede entonces hacer la siguiente transformación a la tasa de desempleo (TD_t):

$$TD_t = \frac{DES_t}{PEA_t} = \frac{E_t}{PEA_t} * \frac{DES_t}{E_t} \quad (1)$$

Donde PEA_t es la población económicamente activa. Obsérvese que el primer término de la expresión (1) E_t / PEA_t , es la tasa de entrada (TE_t) al desempleo, en otras palabras, la probabilidad de que un agente económico activo en el mercado de trabajo, ingrese a la condición de desempleado en el periodo t .

El segundo término es el cociente entre el stock de desempleados y el número de ellos que sale del desempleo en un periodo dado, supuesto igual al de los que entran en el mismo período; como resultado aparece que este cociente corresponde a la duración media (DM_t), para los que entran. Una intuición de este resultado la provee el concepto físico de velocidad (espacio /tiempo) asimilable a tasa de entrada. Despejando el tiempo se tendría espacio (número de desocupados) sobre velocidad (tasa de entrada, supuesta igual a la de salida). Es decir que la tasa de desempleo, que se puede entender como la probabilidad de que un individuo de la PEA esté desempleado, es el producto de la tasa de entrada o probabilidad de entrar en el desempleo por el tiempo medio de estar en él, para un agente que acaba de entrar:

$$TD_t = TE_t * DM_t \quad (2)$$

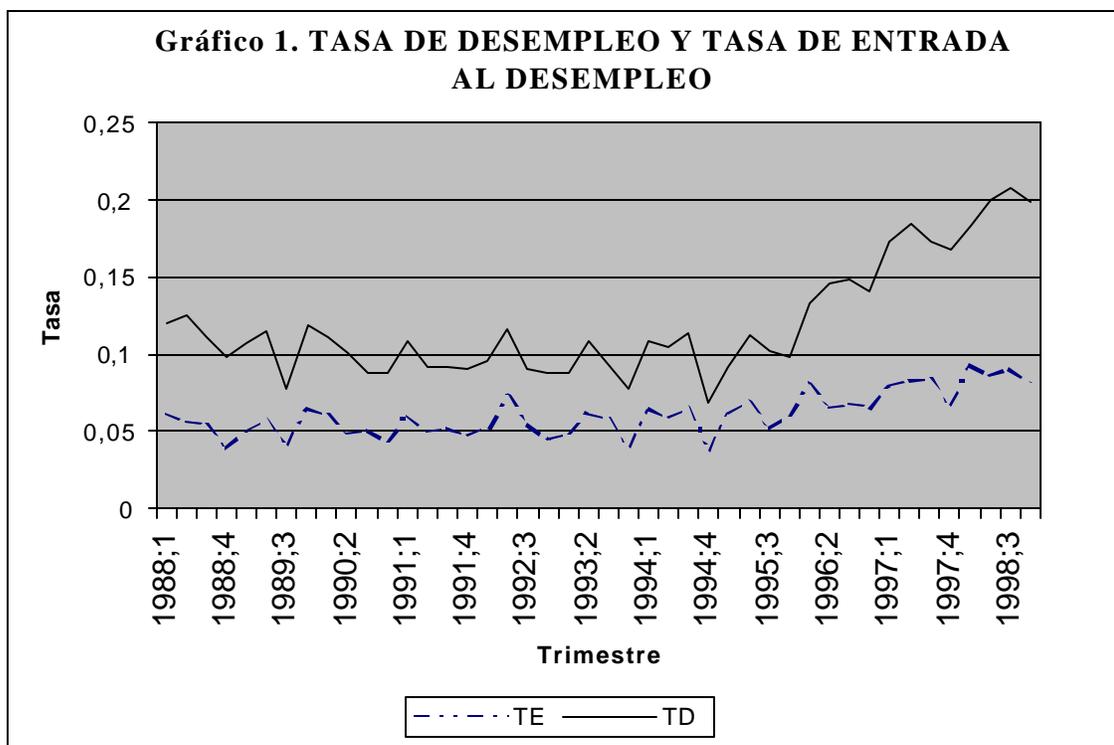
Obsérvese que aunque el modelo se refiere a probabilidades individuales, reflejando su naturaleza microeconómica, tiene una contraparte clara a nivel macroeconómico.

La tasa de entrada o probabilidad de quedar desempleado se afecta por lo que suceda con los aspirantes (provenientes de factores demográficos y trabajadores adicionales) y los cesantes (originados por el comportamiento de la actividad económica). El tiempo medio de búsqueda responde a factores institucionales, a la flexibilidad del mercado de trabajo, a la eficacia en la búsqueda, los mecanismos de información y también al ritmo de la actividad económica.

Es entonces útil observar y dar cuenta de los movimientos de estas tres variables que intervienen en la expresión (2).

En el gráfico 1 se puede apreciar la evolución de la tasa de desempleo entre 1988 y 1998 para el área metropolitana de Cali, la cual fue más o menos estable hasta 1994 y luego se incrementa considerablemente. De hecho en el cuarto trimestre del año 94 la tasa de desempleo alcanza el mínimo histórico, 6.9% en tanto que a finales del 98 fluctuaba alrededor del 20%.

Para la observación de la tasa de entrada ó probabilidad de quedar desempleado es preciso definir un período de referencia para la medición. En la presente investigación se optó por considerar como elementos de entrada al desempleo aquellos buscadores que llevaban hasta un trimestre. La razón de esta elección es la periodicidad misma de la ENH.



Fuente: construido a partir de los datos del cuadro 1 del anexo 1.

Se define entonces:

$DESCD_t$ = buscadores de hasta trece semanas

$TE_t = \frac{DESCD_t}{PEA_t}$ tasa de entrada al desempleo en 13 semanas

En el mismo gráfico 1 se incluye la tasa de entrada así definida y puede constatar que se movió más o menos en el mismo sentido que la tasa de desempleo hasta 1994, esto es, aparentemente estable. Entre 1995 y 1998 tiene un ligero aumento pero mucho menor que el experimentado por la tasa de desempleo.

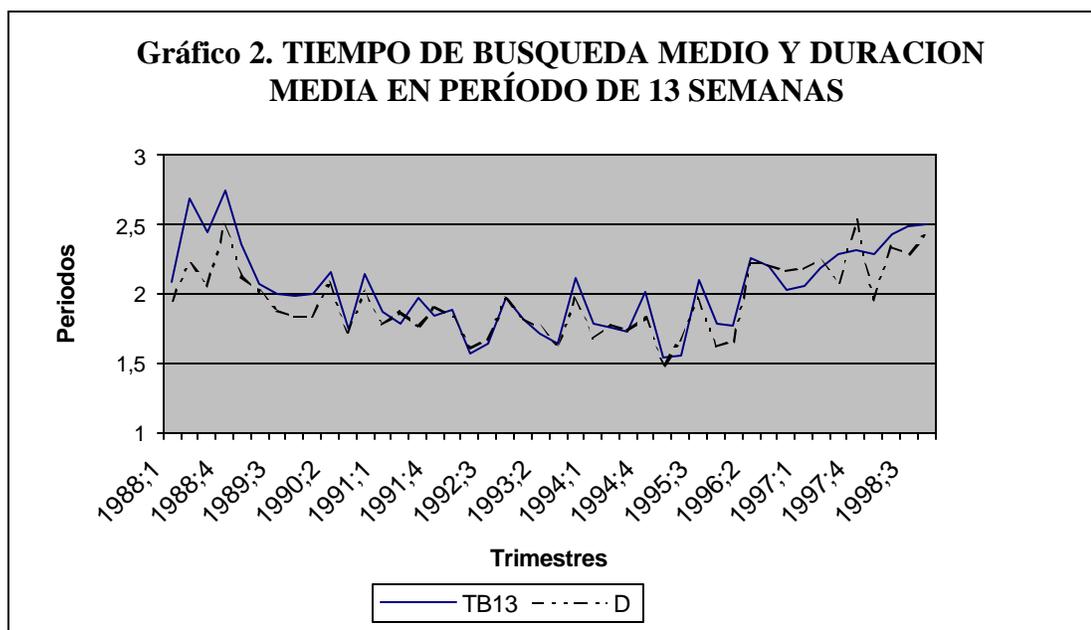
Para la obtención de la duración media (D_t) se tienen dos opciones, la primera es despejar de la expresión 2 y obtener el coeficiente entre TD_t y TE_t . Esta duración media es la de estado estacionario y es la única vía cuando sólo se dispone de datos agregados. La segunda es cuando se tienen observaciones individuales y es posible calcular el promedio de períodos buscados por los desempleados. Esto es, una duración media observada de manera directa, como promedio de los tiempos declarados por los buscadores. Se define:

$SUBU13SE_t$ = Suma de tiempos buscados por los desempleados, expresada en trimestres.

TB_t = Tiempo medio de búsqueda para los que entran al desempleo en el trimestre t.

$$TB_t = \frac{SUBU13SE_t}{DES_t} \quad (3)$$

Como se trata del promedio de los buscadores en el periodo t, corresponde a la duración media esperada para los que entran al desempleo en ese periodo. En el gráfico 2 se puede visualizar ambas medidas, las cuales tienden a moverse de manera relativamente acompasada. La tendencia del tiempo de búsqueda fue a la baja entre 1988 y 1994 y al alza a partir de allí, observación que ambas medidas ofrecen. La conclusión de este análisis gráfico sería que el dramático crecimiento de la tasa de desempleo en el período 95 – 98 viene dado principalmente por un aumento del tiempo medio de búsqueda, es decir, por problemas asociados a la eficiencia con que los individuos pueden encontrar un trabajo, y en menor grado por el incremento en la tasa de entrada.



Fuente: construido a partir de los datos del cuadro 1 del anexo 1.

Es entonces importante descifrar las trayectorias seguidas por la tasa de desempleo, la tasa de entrada y el tiempo medio de búsqueda, propósito de las siguientes tres secciones. En primera instancia se contrasta la hipótesis de raíz unitaria, en la forma en la cual debiera haberse hecho en el medio académico nacional cuando se aplica el Test de Dickey y Fuller. En segundo término se replantea el test con tendencias cuadráticas y quebradas. En tercer lugar se modela determinísticamente con este par de tendencias.

3. SON LOS CHOQUES PERSISTENTES?

La persistencia o no de los choques experimentados por la tasa de desempleo es fundamental tanto para la teoría económica laboral como para el diseño de políticas económicas. Teóricamente, si los choques son altamente persistentes existiría un alto grado de endogeneidad en el funcionamiento del mercado de trabajo y la evolución de la tasa de desempleo estaría muy condicionada a su propia historia. Así las cosas, tal persistencia en los movimientos de la misma respondería más a factores internos del mercado como la inflexibilidad de los salarios reales y de las condiciones de contratación. Si por el contrario los cambios bruscos en los movimientos no tuviesen una alta permanencia, su origen sería fundamentalmente exógeno, respondiendo a la dinámica de la actividad económica. Para la política económica las diferencias son claras, pues en el primer caso lo central es intervenir en el mercado de trabajo para aumentar su flexibilidad, mientras que en el segundo lo que hay que hacer es estar atentos al crecimiento económico y la acumulación de capital.

La modelación econométrica de las dos opciones cae en el campo del contraste de raíces unitarias. Si los choques son permanentes la tasa de desempleo tiene entre sus variables

explicativas a ella misma, rezagada un periodo. Este fenómeno se ha denominado histéresis; si el coeficiente que acompaña a la variable retardada es unitario la histéresis es total, si está entre cero y uno es parcial y si es cero no la hay. Contrastar si el proceso generador de datos (PGD) de la tasa de desempleo tiene para el anterior coeficiente un valor de uno, es verificar si la serie de la tasa de desempleo tiene una raíz unitaria o no. El contraste puede hacerse de manera directa con las herramientas de la Econometría de Series Temporales o a partir de los modelos de tasa natural. Si hay una raíz unitaria la tasa de desempleo depende de su propia historia, es decir, de factores endógenos. En el caso contrario las causas son exógenas. En el primer caso la flexibilización del mercado de trabajo puede ser una solución, no así en el segundo.

La hipótesis de histéresis en el mercado de trabajo se origina en Europa y teóricamente se atribuyen sus causas a la menor demanda de trabajo por un menor stock de capital, a las pérdidas por obsolescencia en capital humano que experimentan los desempleados de larga duración y las presiones salariales ejercidas por los sindicatos, Blanchard (1986).

En Colombia, los primeros trabajos realizados para verificar la hipótesis de histéresis fueron los de Nivia (1993) y Maurer y Nivia (1994) quienes proponen un modelo dinámico de variable dependiente rezagada con otros regresores de origen macroeconómico: oferta monetaria, exportaciones e inversiones. También realizan el test de Dickey y Fuller para la serie de tasa de desempleo para 26 trimestres entre el tercero del 86 y el último del 92. Encuentran histéresis para Bogotá y ausencia total en Cali mientras que en Medellín y en Barranquilla habría un grado intermedio. El trabajo tiene serios problemas en el manejo de la econometría. Algunos modelos del cuadro 1 de Maurer y Nivia (1994) llegan a tener 14 regresores, más de la mitad del número de observaciones, violando reglas básicas de la construcción de modelos de regresión; a pesar de ser un modelo de ajuste parcial, utilizan el coeficiente de Durbin y Watson cuando los conocimientos básicos de la autocorrelación señalan que en este caso el coeficiente está sesgado hacia 2 y han debido usar el h de Durbin u otras pruebas; adicionalmente el no rechazo de una raíz unitaria con 25 observaciones es nada confiable debido a la muy poca potencia del test de Dickey y Fuller. Desde el sentido común, afirmar que existen diferencias regionales en flexibilidad del mercado de trabajo es una hipótesis poco creíble.

Heno y Rojas (1998) agregan una diferencia a la ecuación de la curva de Phillips y concluyen que no hay histéresis en el desempleo para el caso colombiano durante el periodo que va desde el segundo trimestre de 1982 hasta el último de 1996. Recientemente Arango y Posada (2001) analizan la evolución de la tasa de desempleo entre el primer trimestre de 1984 hasta el segundo del 2000. Utilizando el Test de Dickey Fuller ampliado, encuentran que la hipótesis de histéresis no se puede rechazar.

Dado que el contraste de la existencia de una raíz unitaria en el PGD de la tasa de desempleo adquiere un papel preponderante en la discusión, vale la pena esbozar los fundamentos de la prueba antes de entrar a terciar en el asunto. La exposición se hace con el debido respeto a los conocedores del tema y con la intención de aportar un camino hasta ahora no explorado en el estudio del mercado de trabajo colombiano.

Ya es cotidiano en el análisis de series temporales la verificación acerca de si su PGD es estacionario (ruido blanco, estacionario en media o en tendencia y procesos autorregresivos) o no estacionario (paseo aleatorio sin o con deriva). Siguiendo a Davidson y Mckinnon (1993), la

práctica más frecuente enfrenta inicialmente dos tipos de PGD: un paseo aleatorio con deriva y un modelo estacionario en tendencia. Si Y_t es la serie temporal acerca de la cual se quiere verificar su estacionariedad, el siguiente modelo es el no estacionario y se conoce como paseo aleatorio con deriva.

$$Y_t = \mathbf{d}_1 + Y_{t-1} + U_t \quad (4)$$

En tanto que el estacionario en tendencia lineal adquiere la forma

$$Y_t = \mathbf{g}_1 + \mathbf{g}_2 t + U_t \quad (5)$$

en ambos casos U_t representa una perturbación aleatoria ruido blanco y \mathbf{d}_1 y \mathbf{g}_2 cumplen igual papel en los respectivos PGD. Los modelos se anidan en:

$$Y_t = \mathbf{g}_1 + \mathbf{g}_2 t + \mathbf{u}_t \quad \mathbf{u}_t = \mathbf{a}\mathbf{u}_{t-1} + U_t \quad (6)$$

haciendo la consecuente álgebra se llega a:

$$Y_t = \mathbf{a}Y_{t-1} + \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1 t + U_t \quad (7)$$

donde

$$\mathbf{b}_0 = \mathbf{g}_0 (1 - \mathbf{a}) + \mathbf{a}\mathbf{g}_1 \quad (8)$$

$$\mathbf{b}_1 = (1 - \mathbf{a})\mathbf{g}_1 \quad (9)$$

Restando Y_{t-1} a ambos lados de la ecuación (7) se llega a la ecuación utilizada en el test de Dickey y Fuller:

$$\mathbf{D}Y_t = \mathbf{t}Y_{t-1} + \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1 t + U_t \quad \text{con } \mathbf{t} = \mathbf{a} - 1 \quad (10)$$

Hay varios aspectos que no se pueden perder de vista cuando se realiza el contraste de $\mathbf{a}=1$, es decir, de $\mathbf{t}=0$, una raíz unitaria. En primer lugar el modelo (10) es un modelo general que anida tres familias de modelos: paseos aleatorios, estacionarios autorregresivos y no autorregresivos. Es decir, que en el camino de anidación entre el modelo (4) y el (5) aparecieron los modelos autorregresivos. Existen pues, ocho modelos anidados en la ecuación (10) tal cual se ilustra en el cuadro 1. Estos ocho modelos tienen una contraparte teórica en el caso de la hipótesis de histéresis. Obsérvese que $\mathbf{t}=0$ (es decir $\mathbf{a}=1$ en la ecuación 7) es histéresis total, $-1 < \mathbf{t} < 0$ es histéresis parcial ($0 < \mathbf{a} < 1$) y $\mathbf{t} = -1$ es ausencia de histéresis ($\mathbf{a}=0$).

CUADRO 1. MODELOS ANIDADOS EN EL TEST DE DICKEY Y FULLER Y RELACIÓN CON LA HIPÓTESIS DE HISTERESIS						
PARÁMETRO				RAÍZ UNITARIA?	PROCESO GENERADOR DE DATOS	HISTÉRESIS
b_0	b_1	a	$t = a - 1$			
0	0	1	0	SI	PASEO ALEATORIO SIMPLE	TOTAL
$\neq 0$	0	1	0	SI	PASEO ALEATORIO CON DERIVA	TOTAL
0	0	$> 0, < 1$	$< 0, > -1$	NO	AUTORREGRESIVO SIMPLE (AR(1))	PARCIAL
$\neq 0$	0	$> 0, < 1$	$< 0, > -1$	NO	AUTORREGRESIVO CON CONSTANTE	PARCIAL
$\neq 0$	$\neq 0$	$> 0, < 1$	$< 0, > -1$	NO	AR(1) CON CONSTANTE Y TENDENCIA	PARCIAL
0	0	0	1	NO	RUIDO BLANCO	AUSENCIA
$\neq 0$	0	0	1	NO	ESTACIONARIO EN MEDIA	AUSENCIA
$\neq 0$	$\neq 0$	0	1	NO	ESTACIONARIO EN TENDENCIA	AUSENCIA

En segundo término las pruebas de hipótesis se mueven en tres etapas con significados muy diferentes, y en las dos primeras etapas existen otros mundos. Ya es conocido que en la prueba de $t=0$, la “razón t ” no sigue asintóticamente una distribución normal. Los ojos del contraste se han centrado en esta prueba pero $t=0$ implica $b_1=0$, si se recuerda la expresión (9); puede suceder que el contraste de $b_1=0$ dado $t=0$ resulte en un rechazo de H_0 con lo cual debe hacerse un nuevo contraste para $t=0$. Este contraste también se puede efectuar como una hipótesis conjunta $H_0 : t=0, b_1=0$ con una razón F cuyos valores críticos también fueron tabulados por Dickey y Fuller. El contraste condicionado $b_1=0 \mid t=0$ se debe efectuar con valores diferentes configurando un segundo mundo (los valores aparecen hoy día en varios textos de Econometría, por ejemplo en Novales (1993), tabla A15), y en caso de tener que volver a realizar los $t=0$ debe hacerse de manera convencional con la normal estándar. Si en este tercer mundo se rechaza $H_0 : t=0$, no hay una raíz unitaria, aunque en el primer mundo no se hubiese rechazado.

Esta secuencia necesaria en el contraste para saber si la serie es estacionaria o no, ha sido poco resaltada en los textos convencionales. El profesor Enders (1995) ha sintetizado magistralmente los pasos que se deben efectuar para realizar adecuadamente el test de Dickey y Fuller. De su figura 4.7 se puede extraer la figura 1 para ilustrar la primera etapa.

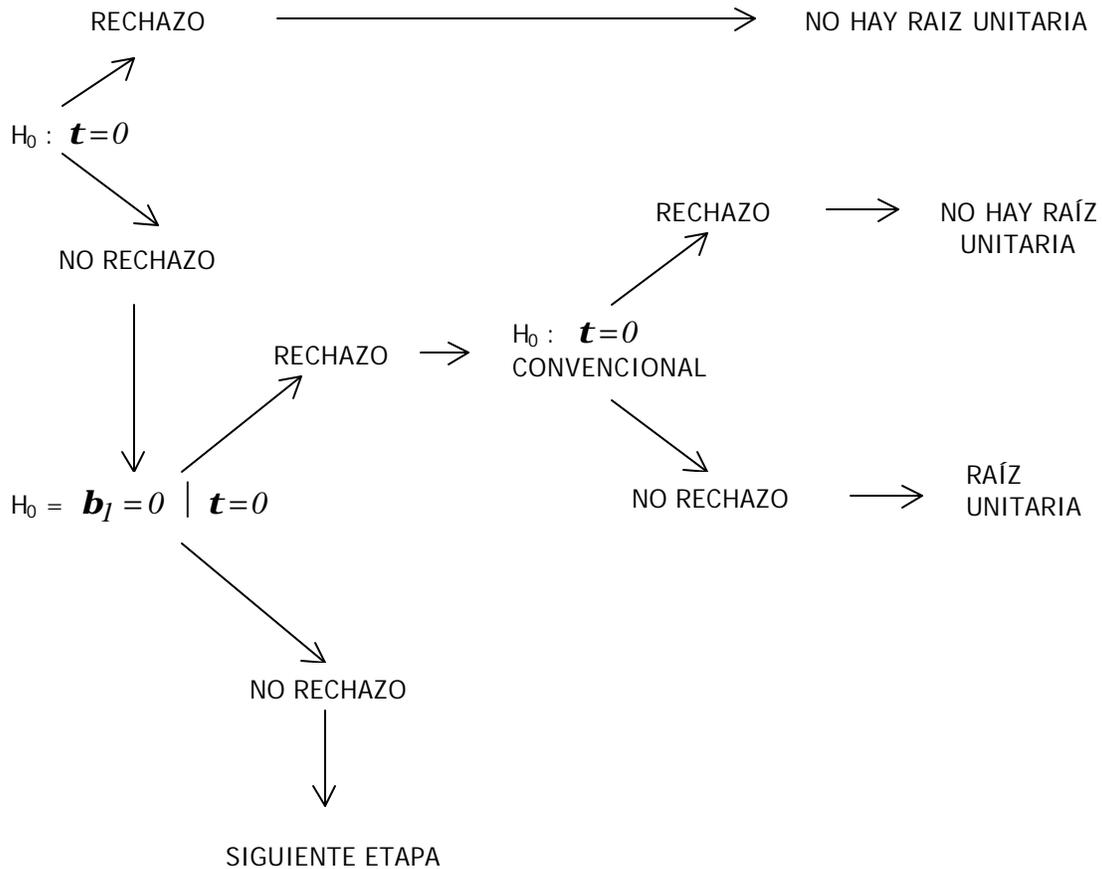


FIGURA 1: Secuencia de hipótesis a verificar en la primera etapa del Test de Dickey y Fuller

Si de entrada se rechaza $H_0 : \mathbf{t}=0$ no quedan dudas acerca de la inexistencia de raíz unitaria. Debido a la poca potencia del Test el rechazo de H_0 es confiable; es el no rechazo al que hay que ponerle especial atención. En la primera etapa para llegar a la existencia de una raíz unitaria se requiere del no rechazo de $\mathbf{b}_1 = 0 \mid \mathbf{t}=0$ y de nuevo del no rechazo de $H_0 : \mathbf{t}=0$, usando una distribución normal estándar.

Si no se rechaza $\mathbf{b}_1 = 0 \mid \mathbf{t}=0$ se impone esta restricción a la ecuación (10) pasando a la segunda etapa y ahora se trataría de enfrentar un paseo aleatorio contra uno estacionario en media apareciendo tres mundos para esta segunda etapa. Sólo si en esta etapa no se rechaza $H_0 : \mathbf{t}=0$ (primer mundo), no se rechaza $H_0 : \mathbf{b}_0 = 0 \mid \mathbf{t}=0$ (segundo mundo, tabla A13 de Novales, 1993) se llega a la tercera y última etapa en la cual se pone en contraposición un paseo aleatorio contra un ruido blanco. En la segunda etapa el rechazo de $\mathbf{b}_0 = 0 \mid \mathbf{t}=0$ hace surgir el tercer mundo: contraste convencional de $\mathbf{t}=0$ con una normal estándar. La forma como se popularizó el Test de Dickey y Fuller centró el interés en el primer mundo de cada etapa como se constata al revisar los manuales convencionales de Econometría, por ejemplo Gujarati (2003) y uno de los paquetes econométricos de mayor difusión, Quantitative Micro Software (1997).

Un tercer aspecto muchas veces olvidado es que la ecuación (10) no necesariamente es el modelo

general. Si se asume un proceso estacionario en tendencia cuadrática o con una función quebrada lo hasta ahora planteado sería un caso particular de un modelo más general. En ese caso tanto la hipótesis nula como la alterna serían falsas y el resultado de la prueba perdería su significado. Sobre este tema se volverá más adelante. Lo relevante es que la información del Test puede usarse para tratar de identificar cuál es el verdadero modelo que genera la serie o en palabras más rigurosas el que mejor se adapta a la información disponible.

La cuarta consideración es que el Dickey y Fuller (D.F) supone ruido blanco en U_t , es decir, ausencia de autocorrelación y heterocedasticidad. Si se quiere contemplar procesos autorregresivos en la perturbación aleatoria se utiliza el Test de Dickey y Fuller Ampliado (ADF) o el estadístico de Phillips y Perron (PP). Esta segunda opción tiene la ventaja que utiliza los mismos valores críticos del D.F y se construye de manera robusta a la autocorrelación y la heterocedasticidad.

Con el anterior esquema metodológico en mente se puede abordar el contraste de la hipótesis de raíz unitaria en las series de tasa de desempleo (histéresis), tasa de entrada, tiempo medio de búsqueda y duración media en el área metropolitana de Cali. El periodo analizado son los 44 trimestres que van desde el primero de 1988 hasta el último de 1998. La razón de este periodo es su coincidencia con el del proyecto de investigación ya referenciado del cual hace parte este artículo, abusando de la paciencia del lector se ha optado por una exposición paso a paso.

La estimación de la ecuación (10) se hace por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y se encuentra en el listado 1 del anexo 2. A partir de dicho listado se construye la siguiente expresión (“razones t” entre corchetes):

$$TD_t = -0.23 TD_{t-1} + 1.39 + 0.067 t + \hat{U} \quad (11)$$

[-2.28] [1.47] [2.42]

$$P.P = -1.84 \quad \text{valores críticos} \quad \left\{ \begin{array}{ll} 10\% & - 3.19 \\ 5\% & - 3.52 \\ 1\% & - 4.18 \end{array} \right.$$

El estadístico de Dickey y Fuller es la “razón t” que acompaña a TD_{t-1} . Tanto el D.F (- 2.28) como el P.P (-1.84) no permiten el rechazo de $H_0 : \mathbf{t}=0$. Es preciso realizar el contraste condicionado de $H_0: \mathbf{b}_1 = 0 \mid \mathbf{t}=0$. Para ello se compara la “razón t” que acompaña a la variable t (2.42) con los valores críticos de \mathbf{t}_{bt} propuestos por D.F. De la tabla A.15 de Novales (1993) se puede interpolar 2.82 como valor crítico para 44 observaciones (en la tabla sólo aparecen tamaños muestrales para 25 y 50) y un 5% de significación. Estas interpolaciones se hacen con el inverso del número de observaciones. En consecuencia $H_0: \mathbf{b}_1 = 0$ condicionado a $\mathbf{t}=0$ no se rechaza y debe pasarse a la segunda etapa.

Del listado 2 del anexo 2 se extrae:

$$TD_t = -0.074 TD_{t-1} + 1.06 + \hat{U}_t \quad (12)$$

[-0.92] [1.06]

$$P.P = -0.15 \quad \text{valores críticos} \quad \begin{cases} 10\% & -2.60 \\ 5\% & -2.93 \\ 1\% & -3.56 \end{cases}$$

Nuevamente no se rechaza la hipótesis de $t=0$ pues el D.F de -0.92 y el P.P de -0.15 no lo permiten. Ahora es preciso realizar el contraste condicionado $H_0: \mathbf{b}_0 = 0 \mid t=0$ con los valores de t_{am} de Dickey y Fuller. Con los datos de la tabla A.13 de Novales se interpola un valor de 2.18 al 10% con lo cual no se rechaza la H_0 y se debe llegar a la tercera etapa.

La correspondiente estimación (listado 3 del anexo 2) indica:

$$TD_t = 0.008 TD_{t-1} + \hat{U}_t \quad (13)$$

[0.374]

$$P.P = 1.22 \quad \text{valores críticos} \quad \begin{cases} 10\% & -1.62 \\ 5\% & -1.95 \\ 1\% & -2.62 \end{cases}$$

Los resultados de la ecuación (13) indicarían una serie de tasa de desempleo explosiva pues $\hat{a} = 1.008$ supera la unidad. Puede que el contraste en estricto rigor estadístico no rechace $t=0$ ($a=1$) pero no deja de ser llamativo, pues es algo que no tiene sentido económico.

Si por esta razón se desecha (13) habría que quedarse con el modelo implicado en (12). Se tendría una raíz unitaria para la serie de la tasa de desempleo cuyo eventual proceso generador de datos sería un paseo aleatorio. En este contexto la hipótesis de histéresis en la tasa de desempleo no se vería rechazada por los datos.

Cuando se acomete la tarea con la tasa de entrada al desempleo o probabilidad de quedar desempleado se obtiene la siguiente representación (listado 4 del anexo 2):

$$TE_t = -0.87 TE_{t-1} + 3.73 + 0.07 t + \hat{U}_t \quad (14)$$

[-5.74] [5.03] [4.23]

$$P.P = 5.73 \quad \text{valores críticos} \quad \begin{cases} 10\% & 3.18 \\ 5\% & 3.52 \\ 1\% & 4.18 \end{cases}$$

Los resultados del Test son contundentes: se rechaza a cualquier nivel razonable de significación la hipótesis de existencia de una raíz unitaria. La inferencia estadística puede hacerse bajo cánones normales y se encuentra que la hipótesis de $t=-1$ (es decir $a=0$) no es rechazada por los datos pues $\hat{S}_t = 0.15$, de donde el estadígrafo t asumiría el valor de $0.13 / 0.15 = 0.87$ que no permite el rechazo de $a=0$. Es decir que entre un paseo aleatorio con deriva y una tendencia determinista se inclina el contraste por la segunda, estimando una constante de 3.73% y

un incremento trimestral en la tasa de entrada del 0.07%. Además no aparece un proceso autorregresivo lineal de primer orden en el modelo que genera la tasa de entrada.

Los resultados para la serie de tiempo de búsqueda medio (listado 5 del anexo 2) se condensan en:

$$TB_t = -0.35 TB_{t-1} + 0.68 + 0.001t + \hat{U}_t \quad (15)$$

[-2.77] [2.55] [0.49]

$$P.P = -2.58 \quad \text{valores críticos} \begin{cases} 10\% & -3.19 \\ 5\% & -3.52 \\ 1\% & -4.18 \end{cases}$$

Tanto el D.F como el P.P no rechazan una raíz unitaria. El consiguiente contraste de $\mathbf{b}_1 = 0 \mid \mathbf{t} = 0$ no se rechaza tampoco pues el $\mathbf{t}_{\mathbf{b}_1}$ al 10% es 2.38 con 44 grados de libertad y el valor de prueba es 0.49. Es preciso pasar a la siguiente etapa y del listado 6 del anexo 2 extraer:

$$TB_t = -0.35 TB_{t-1} + 0.72 + \hat{U}_t \quad (16)$$

[-2.82] [2.83]

$$P.P = -2.69 \quad \text{valores críticos} \begin{cases} 10\% & -2.60 \\ 5\% & -2.93 \\ 1\% & -3.58 \end{cases}$$

Aparece alguna evidencia al 10% tanto con el D.F como el P.P para el rechazo de H_0 . El contraste condicionado $\mathbf{b}_0 = 0 \mid \mathbf{t} = 0$ tiene valores críticos de 2.57 al 5% y de 2.90 al 2.5%; dada una razón t de 2.83 alrededor del 3% habría evidencia para el rechazo. Si se acepta este modelo se tendría un coeficiente estimado $\hat{\mathbf{a}}$ de 0.65 (con un \mathbf{a} significativamente mayor que 0 pues $\hat{\mathbf{s}}_t = 0.13$) con lo cual se llegaría a un proceso estacionario en media y autorregresivo, dado que al 1% de significancia con una normal se vuelve a rechazar $\mathbf{t} = 0$.

El resultado con la serie de tiempo medio de búsqueda iría hacia una raíz unitaria si no se acepta la anterior evidencia tal cual se aprecia en el listado 7 del anexo 2. Vale la pena entonces indagar que sucede con la serie de duración media bajo el supuesto de estado estacionario.

Del listado 8 del anexo 3 se tiene para la primera etapa del test de Dickey – Fuller

$$DM_t = -0.51 DM_{t-1} + 0.92 + 0.003t + \hat{U}_t \quad (17)$$

[3.52] [3.32] [1.11]

$$P.P = -2.69 \quad \text{valores críticos} \begin{cases} 10\% & -3.19 \\ 5\% & -3.52 \end{cases}$$

1% -4.18

Alrededor del 5% habría evidencia para rechazar $H_0: \mathbf{t} = 0$. Si no se rechaza el contraste para $\mathbf{b}_1 = 0 \mid \mathbf{t} = 0$ no se rechaza y se pasa a la segunda etapa (listado 9 del anexo 3).

$$DM_t = -0.48 DM_{t-1} + 0.94 + \hat{U}_t \quad (18)$$

[-3.38] [3.39]

P.P = -3.38	valores críticos	{	10%	-2.60
			5%	-2.93
			1%	-3.56

Ahora la evidencia en contra de la raíz unitaria es cerca al 2% y puede ser suficiente dado el tamaño muestral. No obstante si se continua al segundo mundo de la segunda etapa, la prueba $\mathbf{b}_0 = 0 \mid \mathbf{t} = 0$ tiene valor crítico de 3.4 al 1%, por esta vía también se rechaza una raíz unitaria para la duración media. La prueba para $\mathbf{a} = 0$ ($\mathbf{t} = -1$) se rechaza a favor de $\mathbf{a} > 0$ ($\mathbf{t} > -1$), ya que el estadístico de contraste es 3.72, configurando el mismo resultado que se encontró para la serie de tiempo de búsqueda: un proceso generador de datos autorregresivos de bajo grado. Esto está en el tercer mundo de la segunda etapa.

El conjunto de resultados obtenidos para las variables que intervienen en la estructura del desempleo son bastante contradictorios. Para la tasa de desempleo o probabilidad de estar desempleado aparece un proceso de histéresis acorde con un proceso generador de datos del tipo paseo aleatorio. Para la tasa de entrada o probabilidad de quedar desempleado, se rechaza claramente la existencia de una raíz unitaria frente a la opción de una tendencia determinista lineal. Con respecto al tiempo de búsqueda parece razonable rechazar también una raíz unitaria a favor de un proceso estacionario autorregresivo con constante. Salta a la vista lo incoherente que resulta postular que del producto entre una tendencia determinística y un proceso autorregresivo de grado bajo aparezca una serie con raíz unitaria. Es contraintuitivo afirmar que de la interacción entre dos series estacionarias se produzca una no estacionaria. Una explicación a esta contradicción se ofrece en la siguiente sección.

4. UNA OPCIÓN POCO EXPLORADA

El contraste usual de Dickey y Fuller enfrenta dos procesos de tipo lineal. Es evidente que si las series se pueden representar con procesos generadores de tipo superior, el ejercicio puede fallar pues tanto el modelo implícito en la hipótesis nula de no estacionariedad, como el inherente a la alternativa de estacionariedad, son modelos incorrectos. Igual acontece cuando hay cambios estructurales en la serie. Se estaría en un problema de incorrecta especificación de modelos que llevaría a hacer un contraste entre dos hipótesis falsas.

Al observar de nuevo las series analizadas se ve claramente en los gráficos 1 y 2 que la representación mediante una línea recta no es adecuada. Podría pensarse en una parábola o en

rectas quebradas. Volviendo a Davidson y Mackinnon (1993) se puede generalizar el contraste a una tendencia cuadrática versus un paseo aleatorio con tendencia. Formalmente, si al paseo aleatorio con deriva de la ecuación (4) se le adiciona una tendencia, surge un paseo aleatorio con tendencia.

$$Y_t = \mathbf{d}_1 + \mathbf{d}_2 t + Y_{t-1} + U_t \quad (19)$$

El anterior proceso no estacionario tiene una contraparte en el mundo de los estacionarios cuando a la ecuación (5) se le adiciona el cuadrado de la tendencia

$$Y_t = \mathbf{g}_1 + \mathbf{g}_2 t + \mathbf{g}_3 t^2 + U_t \quad (20)$$

El modelo que los anida adquiere la forma:

$$Y_t = \mathbf{g}_1 + \mathbf{g}_2 t + \mathbf{g}_3 t^2 + \mathbf{n}_t \quad \mathbf{n}_t = \mathbf{a}_1 \mathbf{n}_{t-1} + \mathbf{a}_2 t + U_t \quad (21)$$

Haciendo de nuevo un poco de álgebra entre el (19) y el (20) algo más tediosa de la que va entre el modelo (4) y (5) se llega a:

$$Y_t = \mathbf{a} Y_{t-1} + \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1 t + \mathbf{b}_2 t^2 + U_t \quad (22)$$

Donde

$$\mathbf{b}_0 = \mathbf{g}_1 (1 - \mathbf{a}_1) + \mathbf{a}_1 (\mathbf{g}_2 - \mathbf{g}_3) \quad (23)$$

$$\mathbf{b}_1 = (1 - \mathbf{a}_1) \mathbf{g}_2 + 2 \mathbf{a}_1 \mathbf{g}_3 + \mathbf{a}_2 \quad (24)$$

$$\mathbf{b}_2 = (1 - \mathbf{a}_1) \mathbf{g}_3 \quad (25)$$

Recordando que la forma convencional del Test de Dickey y Fuller resta Y_{t-1} a ambos lados de la ecuación (22) y define a \mathbf{t} como $\mathbf{a}_1 - 1$ se llega a:

$$Y_t = \mathbf{t} Y_{t-1} + \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1 t + \mathbf{b}_2 t^2 + U_t \quad (26)$$

Si hay una raíz unitaria ($\mathbf{a}_1 = 1$) los parámetros resultantes son:

$$\mathbf{t} = 0$$

$$\mathbf{b}_0 = \mathbf{g}_2 - \mathbf{g}_3$$

$$\mathbf{b}_1 = 2 \mathbf{g}_3 + \mathbf{a}_2$$

$$\mathbf{b}_2 = 0$$

Ahora aparecerían cuatro etapas en el contraste y en la primera si no se rechaza $H_0: \mathbf{t} = 0$

debiera verificarse la hipótesis condicionada $\mathbf{b}_2 = 0 \mid \mathbf{t} = 0$. Surgen entonces los mismos tres mundos en la primera etapa y cuatro etapas para el contraste. Los tres mundos probables en la primera etapa serían $\mathbf{t} = 0$, con valores de Dickey y Fuller $\mathbf{b}_2 = 0 \mid \mathbf{t} = 0$ y $\mathbf{t} = 0$ con valores de Dickey y Fuller y $\mathbf{t} = 0$ con valores normales estándar. Nuevamente si de entrada se rechaza la raíz unitaria no es necesario pasar a la siguiente etapa.

Aunque en los programas disponibles en el medio, el contraste para tendencias cuadráticas no tiene todavía la magia del clic – clic, es muy sencillo implementarlo “a pedal”, habida cuenta que los valores críticos están disponibles, por ejemplo, en la tabla 20.1 de Davidson y Mackinnon (1993). Se trata simplemente de estimar por MCO el modelo (26) y contrastar la “razón t” para $\mathbf{t} = 0$ ($t_t = \hat{\mathbf{t}} / \hat{\mathbf{S}}_t$) con los valores de la tabla. Los resultados de este ejercicio se consignan en la tabla 1. La evidencia en este caso es abrumadora: para las cuatro series analizadas se rechaza la hipótesis de presencia de una raíz unitaria en el proceso generador de datos. Los resultados tan contradictorios de la sección anterior obedecerían a un problema de incorrecta especificación de modelos subyacentes en el test de Dickey y Fuller. En otras palabras, puesto que los datos no vienen de procesos estacionarios lineales al enfrentarlo con los respectivos no estacionarios se contraponen dos hipótesis falsas y de ahí el resultado. Por el nuevo camino, tendencias cuadráticas, la evidencia en contra de la histéresis absoluta en la tasa de desempleo es abrumadora.

Al no existir una raíz unitaria la inferencia en el modelo (26) puede efectuarse con la tradicional t de Student en el caso de pruebas para parámetros individuales. El contraste $H_0 : \mathbf{t} = -1$ (equivalente a $\mathbf{a} = 0$) para la serie de la tasa de desempleo tendría una razón $t = (-0.834 + 1) / 0.158 = 1.05$ el cual no permite el rechazo de la hipótesis nula. Igual acontece con las otras cuatro series lo que permitiría concluir que si se opta por suponer tendencias de forma cuadrática para la modelación temporal de las series no aparecerían esquemas tipo AR(1) para las mismas. Esto quiere decir que la hipótesis de histéresis parcial también se rechaza en el caso de la tasa de desempleo y que no aparece un proceso autorregresivo para el tiempo de búsqueda y la duración media como sucedió en la sección anterior.

Es preciso anotar que la forma cuadrática es una alternativa pero no la única que puede ser adecuada para formular el contraste de Dickey y Fuller cuando la especificación lineal falla. Otra posibilidad es suponer que hubo un quiebre en la tendencia lineal, es decir, un cambio estructural que puede modelarse con variaciones en el intercepto, la pendiente o ambos (de manera brusca o de forma suave). Enders (1995) ilustra muy bien por qué cuando hay cambios estructurales el D.F se sesga hacia la existencia de una raíz unitaria cuando lo que hay son procesos estacionarios cuya estructura varió.

TABLA 1. TEST DE DICKEY FULLER CON TENDENCIA CUADRÁTICA				
$Y_t = \alpha Y_{t-1} + \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + U_t$				
VARIABLE ESTIMACIÓN DE	TASA DE DESEMPLEO	TASA DE ENTRADA	TIEMPO MEDIO DE BÚSQUEDA	DURACIÓN MEDIA ESTIMADA
α	-0.834 (0.158) [-5.27] {0.0000}	-1.222 (0.157) [-7.778] {0.0000}	-1.141 (0.144) [-7.921] {0.0000}	-1.117 (0.152) [-7.330] {0.0000}
β_0	11.093 (2.320) [4.782] {0.0000}	6.942 (1.040) [6.677] {0.0000}	3.074 (0.394) [7.797] {0.0000}	2.632 (0.367) [7.164] {0.0000}
β_1	-0.452 (0.118) [-3.823] {0.0005}	-0.118 (0.050) [-2.365] {0.0231}	-0.095 (0.014) [-6.680] {0.0000}	-0.064 (0.012) [-5.328] {0.0000}
β_2	0.014 (0.003) [4.469] {0.0001}	0.005 (0.001) [3.968] {0.0000}	0.0021 (0.0003) [6.852] {0.0000}	0.0015 (0.0002) [5.670] {0.0000}
F _c	9.9988 {0.0001}	20.3970 {0.0000}	21.4116 {0.0000}	18.2514 {0.0000}
\bar{R}^2 (%)	39.1	58.1	59.3	55.2
D.W	1.94	2.14	1.97	2.03
AIC	3.629	2.667	-0.680	-0.6155
SC	3.793	2.831	-0.516	-0.4516
VALORES CRÍTICOS	1.0%	2.5%	5%	10%
H ₀ : $\alpha = 0$	- 4.37	- 4.08	-3.83	-3.55
Fuente: Listados 1, 2, 3 y 4 del anexo 3				
Entre () errores estándar [] razones t { } niveles marginales de significación				

En este caso se eligió un cambio estructural con función quebrada (el SPLINE) tomando como punto de quiebre el último trimestre de 1994. En la siguiente sección se ofrecen las evidencias estadísticas vía Test de Chow pero ya es un hecho aceptado, Arango y Posada (2001), que en ese periodo se dio un cambio estructural en el mercado de trabajo. Este quiebre pudo estar ocasionado entre otras razones por la lucha contra el narcotráfico que tuvo especial dureza en la ciudad de Cali y afectó negativamente algunos sectores como el de la construcción, la reestructuración de las empresas privadas para adecuarse a la apertura y de las empresas estatales. Estos factores que tuvieron incidencia negativa sobre el empleo de la región fueron agravados por la revaluación y el incremento de las tasa de interés. En este momento se dieron las bases para la quiebra de alguna de las principales entidades territoriales, que se presentó poco después (Departamento, Emcali, Univalle, Hospital Departamental, entre otros).

Se puede plantear entonces la incorporación de variables falsas a la ecuación del Test de Dickey y Fuller. Se define:

$$F_t = \text{variable falsa} = \begin{cases} 0 & 1988:1 - 1994:4 & (t \leq 28) \\ 1 & 1995:1 - 1998:4 & (t > 28) \end{cases}$$

$$SPLINE_t = F_t * (t - 28)$$

Se formula la siguiente ecuación para el test de Dickey Fuller:

$$\Delta Y_t = \boldsymbol{\alpha} Y_{t-1} + \boldsymbol{b}_0 + \boldsymbol{b}_1 t + \boldsymbol{b}_2 SPLINE_t + U_t \quad (27)$$

Puesto que las variables incluidas son del mismo orden que las ya existentes los valores críticos del contraste no cambian, Davidson y Mackinnon (1993). De nuevo se efectuó el test a “pedal”, estimando por Mínimos Cuadrados Ordinarios la ecuación (27) y los resultados se condensan en la tabla 2.

Nuevamente la evidencia empírica en contra de la hipótesis nula de una raíz unitaria en los PGD de la tasa de desempleo, la tasa de entrada, el tiempo de búsqueda y la duración media es contundente y abrumadora. En los cuatro casos se rechaza la hipótesis de $\boldsymbol{\alpha} = 0$, a cualquier nivel exigente de significación. También se repite la regularidad empírica del no rechazo de la hipótesis de $\boldsymbol{\alpha} = -1$, esto es $\boldsymbol{a} = 0$; por ejemplo, para la tasa de entrada el respectivo t sería $(-1.262 + 1) / 0.152 = -1.72$, resultado bastante probable bajo el supuesto de H_0 cierta con lo cual la H_0 no se rechaza.

La conclusión de este viaje por el país de las raíces unitarias es que las series que intervienen en la estructura de la tasa de desempleo no son generadas por procesos que tengan raíces unitarias. No hay histéresis, ni absoluta ni parcial, en la tasa de desempleo de Cali en el periodo 1988 – 1998. La evidencia que señala lo contrario viene de un inadecuado uso de los test convencionales y de suponer procesos lineales cuando no lo son.

TABLA 2. TEST DE DICKEY FULLER CON TENDENCIA QUEBRADA				
$Y_t = \boldsymbol{t}Y_{t-1} + \boldsymbol{b}_0 + \boldsymbol{b}_1t + \boldsymbol{b}_2F_t(t-28) + U_t$				
VARIABLE ESTIMACIÓN DE	TASA DE DESEMPLEO	TASA DE ENTRADA	TIEMPO MEDIO DE BÚSQUEDA	DURACIÓN MEDIA ESTIMADA
\boldsymbol{t}	-1.018 (0.153) [-6.636] {0.0000}	-1.262 (0.152) [-8.277] {0.0000}	-0.914 (0.158) [-5.774] {0.0000}	-1.133 (0.157) [-7.234] {0.0000}
\boldsymbol{b}_0	11.070 (1.801) [6.147] {0.0000}	6.443 (0.868) [7.420] {0.0000}	2.160 (0.384) [5.624] {0.0000}	2.416 (0.342) [7.068] {0.0000}
\boldsymbol{b}_1	-0.068 (0.0301) [-2.219] {0.0324}	0.019 (0.018) [1.063] {0.2945}	-0.024 (0.006) [-4.024] {0.0003}	-0.019 (0.005) [-4.228] {0.0001}
\boldsymbol{b}_2	0.833 (0.142) [5.868] {0.0000}	0.245 (0.055) [4.478] {0.0001}	0.075 (0.016) [4.673] {0.0000}	0.074 (0.013) [5.562] {0.0000}
F _c	15.6378 {0.0000}	20.0231 {0.0000}	11.3572 {0.0000}	17.7173 {0.0000}
\bar{R}^2 (%)	51.11	61.1	42.5	54.4
D.W	2.02	2.23	1.76	1.98
AIC	3.409	2.591	-0.334	-0.598
SC	3.573	2.755	-0.171	-0.434
VALORES CRÍTICOS	1.0%	2.5%	5%	10%
H ₀ : $\boldsymbol{t} = 0$	- 3.96	- 3.66	-3.41	-3.13
Fuente: Listados 1, 2, 3 y 4 del anexo 3				
Entre () errores estándar [] razones t { } niveles marginales de significación				

Surge la pregunta obligada: si tanto la tendencia quebrada como la cuadrática permiten encontrar alternativas determinísticas razonables, cómo elegir entre ellas? De este problema se ocupa la siguiente unidad del artículo.

5. MODELANDO CON TENDENCIAS DETERMINÍSTICAS

Quedó claro que cuando se enfrenta un proceso estacionario en tendencia como el que postula la ecuación (5), con un paseo aleatorio con deriva, aparecen resultados contradictorios con las variables que intervienen en la estructura de la tasa de desempleo. En el caso de esta tasa y del tiempo de búsqueda no resulta adecuado pero sí lo resulta para la tasa de entrada al desempleo. Puesto que el modelo de tendencia lineal está anidado en la función quebrada y en la cuadrática vale la pena detenerse un poco en él antes de entrar a elegir entre dos procesos estacionarios que lo superan. La idea es observar qué pasa con el cumplimiento de dos supuestos cuando se estima una tendencia lineal para las cuatro series. Específicamente qué sucede con el supuesto de autocorrelación y el de coeficientes fijos. La ecuación se modificó agregándole tres variables falsas para incluir la estacionalidad trimestral y también se observó si resultaban significativas, como criterio adicional de especificación. La intuición que guía el ejercicio es la de indagar por los efectos de una incorrecta especificación de un modelo. Cada vez se hace mayor conciencia en la comunidad econométrica que muchos de los llamados problemas econométricos se originan en errores de especificación los cuales una vez corregidos, conllevan la desaparición del falso problema, Castellar (2002). Así las cosas si el modelo correcto es la función quebrada ó cuadrática y se trabaja una forma lineal, en ésta aparecerán sesgos en la estimación y eventuales problemas de autocorrelación.

Recordando que Y_t denota la serie a modelar, t la variable de tendencia y U_t una variable aleatoria.

Se define:

$$\begin{aligned}
 T1_t = \text{variable falsa} &= \begin{cases} 1 & \text{Primer trimestre} \\ 0 & \text{Otros trimestres} \end{cases} \\
 T2_t = \text{variable falsa} &= \begin{cases} 1 & \text{Segundo trimestre} \\ 0 & \text{Otros trimestres} \end{cases} \\
 T3_t = \text{variable falsa} &= \begin{cases} 1 & \text{Tercer trimestre} \\ 0 & \text{Otros trimestres} \end{cases}
 \end{aligned}$$

El proceso generador de datos con tendencia lineal y variables estacionales sería:

$$Y_t = \mathbf{b}_1 + \mathbf{b}_2 t + \mathbf{b}_4 T1_t + \mathbf{b}_5 T2_t + \mathbf{b}_6 T3_t + U_t \quad (28)$$

A partir de los resultados de la estimación por mínimos cuadrados ordinarios se construye la tabla 3. Para la tasa de desempleo no aparece ningún trimestre significativo, siendo la constante y la tendencia relevantes en el modelo. Los tres test usuales de autocorrelación: Durbin Watson, Q de

Ljung-Box y el de multiplicadores de Lagrange rechazan la hipótesis de independencia de los errores a favor del esquema autorregresivo tipo AR(1), que bien puede indicar problemas de especificación.

TABLA 3. CRITERIOS DE ESPECIFICACIÓN PARA LA TENDENCIA LINEAL DETERMINÍSTICA						
$Y_t = b_1 + b_2t + b_4T1 + b_5T2_t + b_6T3_t + U_t$						
CRITERIO	SERIE TEMPORAL	TASA DE DESEMPLEO	TASA DE ENTRADA	TIEMPO MEDIO DE BÚSQUEDA	DURACIÓN MEDIA ESTIMADA	
SIGNIFICANCIA CONSTANTE		SI	SI	SI	SI	
SIGNIFICANCIA TENDENCIA		SI	SI	NO	NO	
TRIMESTRES SIGNIFICATIVOS		0	2	0	0	
DURBIN – WATSON		0.32	1.48	0.65	0.74	
Q de LJUNG – BOX		28.35 {0.0000}	2.24 {0.134}	20.20 {0.0000}	17.30 {0.0000}	
TEST DE MULTIPLICADORES DE LAGRANGE		74.52 {0.0000}	2.00 {16.5}	30.90 {0.000}	23.65 {0.0000}	
ESTABILIDAD ESTRUCTURAL TEST DE CHOW		49.52 {0.0000}	6.61 {0.0002}	13.94 {0.0000}	13.44 {0.000}	
SIGNIFICATIVIDAD CONJUNTA TEST DE LA F		SI	SI	SI	SI	
VALORES CRÍTICOS DEL DURBIN WATSON		5% 40 45	dL 1.29 1.34	dU 1.72 1.72	1% 1.10 1.16	dU 1.52 1.53
Fuente: Listados 1, 2, 3 y 4 del anexo 4						
Entre { } niveles marginales de significación						

El test de Chow rechaza la hipótesis de constancia estructural cuando se toma como punto de corte el último trimestre de 1994. El comportamiento del modelo para la tasa de entrada es completamente diferente: dos trimestres significativos y ausencia de correlación lineal de primer orden. También son significativos la tendencia y la constante y de nuevo se rechaza la estabilidad estructural. Con la duración media y el tiempo medio de búsqueda se comparten resultados: el modelo no es significativo pues la tendencia no resulta serlo, de nuevo aparece autocorrelación y se rechaza la hipótesis de coeficientes fijos entre los dos periodos implícitos en el test de Chow.

Llama de nuevo la atención lo disímil del comportamiento descrito por el modelo de tendencia determinística lineal para las tres variables que componen la estructura del desempleo, aunque

CIDSE

cuando se vuelven a observar las gráficas 1 y 2, salta a la vista lo inadecuado de suponer un modelo como el de la ecuación (28).

A continuación se propone una tendencia quebrada definiendo

$$F_t = \text{variable falsa} = \begin{cases} 0 & t = 1, 2, 3, \dots, 28 \text{ (marzo del 88 – diciembre del 94)} \\ 1 & t = 29, 30, \dots, 44 \text{ (marzo del 95 – diciembre del 98)} \end{cases}$$

$$\text{SPLINE} = F_t (t - 28)$$

El modelo de función quebrada es:

$$Y_t = \mathbf{b}_1 + \mathbf{b}_2 t + \mathbf{b}_3 \text{SPLINE}_t + \mathbf{b}_4 T1_t + \mathbf{b}_5 T2_t + \mathbf{b}_6 T3_t + U_t \quad (29)$$

Donde

\mathbf{b}_1 = intercepto en cuarto trimestre en los trimestres del 88 al 94

\mathbf{b}_2 = variación tendencial trimestral de la serie Y_t en los trimestres del 88 al 94

\mathbf{b}_3 = cambio en la variación tendencial de la serie Y_t en los trimestres del 95 al 98 respecto a los del 88 al 94.

\mathbf{b}_4 = cambio en el intercepto del primer trimestre del 88 al 94 respecto al primer trimestre

\mathbf{b}_5 = cambio en el intercepto del segundo trimestre del 88 al 94 respecto al primer trimestre

\mathbf{b}_6 = cambio en el intercepto del tercer trimestre del 88 al 94 respecto al primer trimestre.

En este modelo no se anticipan signos pues es la evidencia empírica la que se encarga de mostrar el sentido de los coeficientes.

En la tabla 4 se reportan los principales resultados de la estimación por MCO del modelo (29) que representa la tendencia determinística como una función lineal quebrada, para la serie de la tasa de desempleo (en porcentaje), del tiempo medio de búsqueda obtenido directamente de la información muestral y de la duración media en estado estacionario que se despeja de la ecuación (2).

TABLA 4. MODELO DE TENDENCIA DETERMINÍSTICA CON FUNCIÓN QUEBRADA				
	TASA DE DESEMPLEO	TASA DE ENTRADA	TIEMPO MEDIO DE BÚSQUEDA	DURACIÓN MEDIA ESTIMADA
INTERCEPTO	9.89 (0.00)	4.29 (0.00)	2.43 (0.00)	2.22 (0.00)
TENDENCIA	- 0.07 (0.17)	0.01 (34.45)	- 0.02 (0.00)	- 0.02 (0.00)
SPLINE	0.83 (0.00)	0.21 (0.00)	0.08 (0.00)	0.06 (0.00)
TRIMESTRE 1	1.44 (0.23)	1.37 (0.00)	- 0.17 (5.10)	- 0.20 (0.44)
TRIMESTRE 2	2.00 (0.01)	1.22 (0.02)	- 0.11 (20.4)	- 0.08 (26.8)
TRIMESTRE 3	0.78 (8.19)	0.80 (1.06)	- 0.11 (20.4)	- 0.16 (2.43)
Fc	100.47 (0.0000)	27.75 (0.0000)	13.36 (0.0000)	15.47 (0.0000)
SCR	40.08107	18.60624	1.406782	0.930478
D.W	2.13	2.67	1.70	1.89
W	0.50 (91.0)	0.38 (96.8)	1.66 (12.22)	1.41 (21.4)
Q	0.25 (62.0)	5.48 (1.9)	0.89 (34.6)	0.12 (73.0)
LM	0.19 (66.1)	4.87 (3.4)	0.72 (40.2)	0.0950 (76.0)
Fuente: Listados 1, 2, 3, y 4 del anexo 2 (entre paréntesis el nivel marginal de Significación en %)				

El primer hecho que llama la atención es que en los cuatro modelos estimados no se rechazan (al 1% del nivel de significación) las hipótesis de que las perturbaciones aleatorias sean esféricas. De acuerdo al test de Durbin Watson (D.W) la región de no rechazo va desde 1.58 a 2.42, con lo cual sólo para el caso de la tasa de entrada se caería en la región de incertidumbre. Al efectuar el test de Ljung Box (Q), no hay rechazo de H_0 e igual sucede en el test de Multiplicadores de Lagrange (LM). Es decir que la evidencia empírica no permite el rechazo de la hipótesis de ausencia de autocorrelación lineal de primer orden. Igual acontece con la hipótesis inicial de homocedasticidad: en los cuatro modelos el contraste de White no permite el rechazo del supuesto de que la varianza del proceso generador de datos es constante. No hay entonces evidencia en contra de la hipótesis de que las perturbaciones de los modelos sean un ruido blanco.

Lo encontrado en el modelo anterior con sólo tendencia lineal obedece a una incorrecta

especificación, vía la omisión de regresores relevantes, pues al ser incorporados ponen las cosas en su sitio.

El no rechazo de las hipótesis iniciales del modelo de regresión es una buena señal. Hoy día en la madurez del ejercicio econométrico se concibe la violación de los supuestos como una posible especificación errónea del modelo que debe ser evaluada antes de aplicar correcciones que impliquen la transformación de los datos. En este caso el no detectar autocorrelación ni heterocedasticidad es una primera indicación de una especificación correcta.

Es útil calcular los valores predichos por el modelo en tres puntos: al inicio, en el quiebre y al final. El modelo de tendencia estacionaria quebrada estima para el cuarto trimestre de 1987, una tasa de desempleo del 9.9%; en el primer trimestre se aumentaba la tasa en 1.4%, en el segundo en 2% y el tercer trimestre no tenía variaciones significativas respecto al cuarto. Durante los años 1988 a 1994 las tasas anteriores tuvieron una tendencia a la baja a razón de 0.07% por trimestre, estimándose para diciembre del 94 una tasa del 7.9%. A partir de ahí hay un cambio de tendencia y la tasa comienza a incrementarse a razón de un 0.76% trimestral pronosticando el modelo que alcanzaría el 21.2%. Habida cuenta que el valor observado en diciembre del 88 fue de 9.8%, en 1994 el 6.9% (el mínimo histórico) y en 1998 el 19.9%, el modelo tiene un buen ajuste del cual constata un coeficiente de determinación ajustado de 92%.

La estimación del modelo para la tasa de entrada al desempleo inicia con 4.3% en diciembre del año 87 pero no tuvo tendencia en el periodo 88 – 94 a diferencia de lo que pasaba en la tasa de desempleo. La estacionalidad de esta serie de probabilidad de quedar desempleado es mucho más clara indicando aumentos significativos del 1.4%, el 1.2% y el 0.8% en los tres primeros trimestres respecto al último. En el período 1995 – 98 la tasa de entrada comienza a aumentar a razón de 0.2% trimestral y el modelo proyecta a final del periodo de estudio una tasa del 8.1% similar a la observada.

Lo encontrado para el tiempo medio de búsqueda plantea un inicio en 2.4 trimestres para descender trimestralmente 0.02 trimestres. La hipótesis de que no existen cambios estacionales no resulta rechazada por los datos, lo cual resulta bastante intuitivo pues el tiempo medio de búsqueda obedece más a factores institucionales y de funcionamiento estructural del mercado de trabajo. Con el modelo de tendencia determinista quebrada se pronostica un mínimo para diciembre del 94 de 1.9 trimestres de búsqueda media (el observado fue de 2.0) y un ascenso trimestral de 0.06 trimestres entre el 95 y 98 estimando a fin de periodo un tiempo medio de búsqueda de 2.5 trimestres, igual al observado.

Los resultados no difieren mucho cuando se utiliza la duración media despejada del supuesto de estado estacionario. El resultado no es extraño pues la correlación simple entre ambas series es de 0.9. La única diferencia que se encuentra es que el primer trimestre sí resulta significativo como componente estacional. Esto se debe al hecho de que el método de cálculo (véase ecuación 3) es el cociente entre la tasa de desempleo y la tasa de entrada, las cuales tienen componentes estacionales. Es obvio que un cálculo del tiempo medio de búsqueda obtenido como el promedio de la duración declarada por los individuos debe contener mayor riqueza informativa que el despejado bajo el supuesto de estado estacionario. Sin embargo, es muy interesante la alta correlación lineal entre ambas, resultada del hecho de que se mueven juntas en el tiempo como ya se anotó al observar el gráfico 2.

Se quiere ahora realizar un ejercicio análogo cuando se supone que la tendencia determinística es cuadrática de la forma expresada en el modelo (30).

$$Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 T_t + \alpha_3 T_t^2 + \alpha_4 T1_t + \alpha_5 T2_t + \alpha_6 T3_t + \varepsilon_t \quad (30)$$

Siendo

α_1 = intercepto para el primer trimestre

α_2 = variación tendencial trimestral antes del primer trimestre

α_3 = cambio trimestral en α_2

α_4 = cambio en el intercepto del primer trimestre respecto al primero

α_5 = cambio en el intercepto del segundo trimestre respecto al primero

α_6 = cambio en el intercepto del tercer trimestre respecto al primero

ε_t = perturbación aleatoria que cumple supuestos estándar

Una cuestión interesante a contrastar es el periodo en el cual el modelo estimado establece un punto de quiebre o cambio de tendencia. Para ello basta derivar la ecuación (30) respecto a la tendencia, igualar a cero y despejar obteniéndose

$$\frac{\partial Y_t}{\partial t} = \mathbf{a}_2 + 2\mathbf{a}_3 t = 0 \quad t^* = -\frac{\mathbf{a}_2}{2\mathbf{a}_3} \quad (31)$$

La evidencia empírica que se obtiene al estimar las cuatro series analizadas de acuerdo a este tipo de tendencia determinística se resumen en la tabla 5. Nuevamente se encuentra que las dos hipótesis asociadas al supuesto de perturbaciones esféricas, no autocorrelación y homocedasticidad no resultan rechazadas por los datos. En términos generales los resultados son bastante parecidos a los que se encontraron para una tendencia lineal quebrada. Los valores estimados para el intercepto son cercanos serie a serie, la significación de los parámetros se mantiene con lo cual se puede afirmar que la estacionalidad trimestral que se observa en la tasa de desempleo proviene de la tasa de entrada al desempleo y en ello no interviene el tiempo medio de búsqueda.

Cuando se intenta ver el punto mínimo en la tendencia el modelo pronostica para la tasa de desempleo, diciembre del 91, para la tasa de entrada, marzo del 91, para el tiempo de búsqueda, junio de 1993 y para la duración media, diciembre del 92. Habida cuenta que se sabe que el quiebre estructural se da en el 94, el modelo no logra acertar el punto de inflexión en la tendencia. Lo más cercano es para el tiempo de búsqueda lo cual está originado en la forma de U que tiene la trayectoria de la variable en el periodo analizado.

Surge un interesante problema para la econometría. Tanto la tendencia quebrada como la cuadrática superan con creces la tendencia lineal, lo cual confirma las fallas del contraste tradicional de Dickey y Fuller evidenciada en la sección 3 y 4. Cuál de las dos tendencias elegir

Tabla 5. MODELO DE TENDENCIA DETERMINÍSTICA CUADRÁTICA

	TASA DE DESEMPLEO	TASA DE ENTRADA	TIEMPO MEDIO DE BUSQUEDA	DURACIÓN MEDIA MEDIA
INTERCEPTO	12.12 (0.000)	4.84 (0.000)	2.70 (0.000)	2.40 (0.000)
TENDENCIA	-0.5298 (0.000)	-0.0987 (0.79)	-0.0751 (0.000)	-0.0527 (0.000)
TENDENCIA ²	0.0161 (0.000)	0.0039 (0.000)	0.0017 (0.000)	0.0013 (0.000)
TRIEMESTRE1	1.32 (1.8)	1.34 (0.01)	-0.18 (2.16)	-0.21 (0.36)
TRIMESTRE2	1.95 (0.07)	1.21 (0.04)	-0.11 (14.3)	-0.08 (25.5)
TRIMESTRE3	0.77 (15.3)	0.80 (1.36)	-0.11 (15.9)	-0.16 (2.64)
F _c	65.8 (0.000)	25.3 (0.000)	18.4 (0.000)	14.6 (0.000)
SCR	59.0176	19.97534	1.135805	0.965704
D.W	1.50	2.51	2.11	1.83
W	0.49 (91.2)	0.50 (90.7)	2.48 (2.0)	1.39 (21.9)
Q	2.72 (9.9)	3.03 (8.2)	0.66 (41.5)	0.17 (67.6)
LM	2.27 (0.14)	2.55 (0.12)	2.29 (13.8)	0.14 (71.1)

Fuente: Listados 5, 6, 7 y 8 del anexo 2. Entre paréntesis el nivel marginal de significancia, en %.

dado que describen bien la evolución de las series en cuestión, habida cuenta que ambas pasan bien las pruebas de especificación?. Es un problema de criterios de selección de modelos que puede enfrentarse con el enfoque de la discriminación. Existen varios criterios como el Theil,

minimizar el error estándar de estimación, el Akaike (AIC), minimizar la función de pérdida de información por ir del modelo correcto al estimado, y el Schwarz, maximizar la probabilidad de elegir el modelo correcto. Para una discusión del tema y una aplicación puede verse a Castellar (1998). El criterio Theil que equivale a maximizar el \bar{R}^2 , penaliza muy poco la inclusión de regresores, el de Akaike penaliza el doble y el de Schwarz es el de mayor penalización. Adicionalmente este último criterio es el único consistente en el sentido de elegir el modelo correcto cuando el tamaño de muestra tiende a infinito. En la tabla 6 se retoman los valores de estos tres criterios, anotando que para el criterio de Schwarz se tomó la opción de valor mínimo.

En este caso los criterios actúan de una manera acompasada: para la tasa de desempleo, la tasa de entrada y la duración media los tres criterios indican que la tendencia quebrada es una mejor opción modelística que la cuadrática. Lo contrario se encuentra en la serie del tiempo medio de búsqueda en el cual el enfoque de la discriminación apunta hacia la tendencia cuadrática.

Tabla 6. CRITERIOS DISCRIMINATORIOS PARA ELEGIR ENTRE TENDENCIA QUEBRADA Y CUADRÁTICA				
SERIE	TASA DE DESEMPLEO	TASA DE ENTRADA	TIEMPO MEDIO DE BUSQUEDA	DURACIÓN MEDIA
TENDENCIA QUEBRADA				
\bar{R}^2 (%)	92.04	75.67	58.97	62.72
AKAIKE	0.1794	-0.5830	-3.1702	-3.5836
SCHWARZ	0.4227	-0.3447	-2.9269	-3.3402
TENDENCIA CUADRÁTICA				
\bar{R}^2 (%)	88.30	73.88	66.9	61.3
AKAIKE	0.5664	-0.5170	-3.3841	-3.5464
SCHWARZ	0.8097	-0.2737	-3.1408	-3.3031
Fuente: Listados 1 a 8 del anexo 5.				

6. UN MODELO ECONOMETRICO PARA LA ESTRUCTURA DEL DESEMPLEO

Es fundamental poder evaluar cual ha sido el aporte de la tasa de entrada y el tiempo medio de búsqueda a los movimientos del desempleo pues esto permitiría identificar a donde están las prioridades para un política de empleo. Si el movimiento de la tasa de entrada es preponderante hay que indagar por las trayectorias de aspirantes (presiones de origen demográfico ó trabajadores adicionales) y de cesantes (destrucción de empleo por crisis económica o reconversión tecnológica). Si es el tiempo medio de búsqueda el que está actuando de manera relevante hay que buscar en la eficacia de los buscadores de empleo y los mecanismos de intermediación en el mercado de trabajo. La ecuación (2) que ha guiado el sustento teórico de esta investigación puede fácilmente convertirse en un modelo de regresión.

La opción más adecuada matemáticamente sería tomar logaritmos dado que las propiedades analizadas de las series no deben cambiar sustancialmente. No obstante si el modelo funciona en logaritmos puede ser una opción muy buena trabajarlo en términos lineales. Dado que este tipo de modelo que se propone es la primera vez que se estima en Colombia, un buen inicio es la forma funcional lineal, que se traduce en un sencillo modelo de regresión lineal de tres variables del tipo

$$TD_t = \mathbf{b}_1 + \mathbf{b}_2 TE_t + \mathbf{b}_3 TB_t + U_t \quad (32)$$

donde

\mathbf{b}_2 = efecto marginal en la tasa de desempleo de un aumento del 1% en la tasa de entrada.

\mathbf{b}_3 = efecto marginal en la tasa de desempleo de un aumento de un trimestre en el tiempo medio de búsqueda.

De acuerdo con lo mostrado en la cuarta sección de este artículo, las series son estacionarias y la regresión en niveles tiene sentido. Puesto que la tendencia determinística de las series tuvo un quiebre en el cuarto trimestre del 94 vale la pena hacer un test de estabilidad estructural para evaluar la posibilidad de un cambio en los parámetros del modelo. En caso de que se rechace la hipótesis de estabilidad estructural se abren dos caminos de modelación: un choque brusco que cambie todos los parámetros o uno que suavemente quiebre las tendencias.

Si se piensa en un salto brusco el modelo a contrastar es uno de variables falsas con cambio en intercepto y pendientes, tal cual enseñan los manuales como por ejemplo en el capítulo nueve de Gujarati (2003). Utilizando la misma variable falsa F_t definida en la sección anterior, el modelo a contrastar por esta vía es:

$$TD_t = \mathbf{b}_1 + \mathbf{b}_2 TE_t + \mathbf{b}_3 TB_t + \mathbf{b}_4 F_t + \mathbf{b}_5 TE_t * F_t + \mathbf{b}_6 TB_t * F_t + U_t \quad (33)$$

$$\mathbf{b}_2 > 0 \quad \mathbf{b}_3 > 0 \quad \mathbf{b}_2 + \mathbf{b}_5 > 0 \quad \mathbf{b}_3 + \mathbf{b}_6 > 0$$

Siendo ahora

- \mathbf{b}_1 = intercepto del modelo en el primer periodo.
 \mathbf{b}_2 = efecto de la tasa de entrada en el primer periodo.
 \mathbf{b}_3 = efecto del tiempo medio de búsqueda en el primer periodo.
 $\mathbf{b}_1 + \mathbf{b}_4$ = intercepto en el segundo periodo.
 $\mathbf{b}_2 + \mathbf{b}_5$ = efecto de la tasa de entrada en el segunda periodo.
 $\mathbf{b}_3 + \mathbf{b}_6$ = efecto del tiempo medio de búsqueda en el segundo periodo.

Si se tiene en mente un cambio suave de forma que la tendencia no se rompa, lo adecuado sería utilizar “splines” para cada variable explicatoria, obteniéndose un modelo con la siguiente configuración:

$$TD_t = \mathbf{m} + \mathbf{b}_2 TE_t + \mathbf{b}_3 TB_t + \mathbf{b}_5 F_t (TE_t - TE_{28}) + \mathbf{b}_6 F_t (TB_t - TB_{28}) + U_t \quad (34)$$

$$\mathbf{m} = \mathbf{b}_1 - \mathbf{b}_5 F_t * TE_{28} - \mathbf{b}_6 F_t * TB_{28}$$

\mathbf{b}_2 , \mathbf{b}_3 , \mathbf{b}_5 y \mathbf{b}_6 conservan el significado que tienen en el modelo (33)

La modelación por las tres vías responde a preguntas interesantes para la comprensión de los choques en el mercado de trabajo. La ecuación (32) permite verificar la existencia del choque y elegir entre la (33) y (34), es elegir entre una ruptura y una transición más suave. Las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios de los tres modelos se presentan en la tabla 7.

Lo primero que llama la atención es lo bien que se maneja el modelo sin cambio estructural a pesar de que el test de Chow rechaza la hipótesis de estabilidad. El supuesto de ausencia de autocorrelación no es contradicho por los datos y el residuo del modelo sigue claramente un proceso estacionario (utilizando valores críticos para cointegración). En este contexto se puede afirmar que los coeficientes estimados son promedios que corresponden a valores de “largo plazo” (aquí serían 11 años) y que la inferencia hecha a partir de ellos es válida. En el período entre 1988 y 1998 un aumento de un punto porcentual en la tasa de entrada o probabilidad de entrar al desempleo se tradujo en un aumento de dos puntos porcentuales en la tasa de desempleo ó probabilidad de estar desempleado. A su vez el incremento del tiempo medio de búsqueda en un trimestre, aumentó la tasa de desempleo en 4.7%.

Cuando se estima la ecuación (33) que permite cambio en los tres coeficientes del modelo (32), se conservan las propiedades de la perturbación aleatoria pues cumple con los supuestos del Teorema de Gauss Markov. El impacto de la tasa de entrada en el período 1988-94 se estima en 1.7%, manteniéndose constante en el período 1995-98. El efecto marginal de un trimestre de búsqueda pasa del 2.9% al 7.3% en los dos períodos. Es interesante recordar que este modelo arroja los mismos coeficientes estimados que cuando se estiman dos regresiones por separado, una para cada período. Por esta vía la presión en la tasa de desempleo vendría más por el incremento del tiempo medio de búsqueda asociado a la eficacia con que los desempleados buscan trabajo.

TABLA 7. MODELOS PARA LA ESTRUCTURA DEL DESEMPLEO

MODELO ESTIMACIÓN DE	SIN CAMBIO ESTRUCTURAL	CON CAMBIO LIBRE	CON CAMBIO SUAVE
b_1	-10.647 {0.0000}	-4.788 {0.0026}	-4.007 {0.0089}
b_2	2.145 {0.0000}	1.675 {0.0000}	1.576 {0.0000}
b_3	4.700 {0.0000}	2.939 {0.0000}	2.832 {0.0000}
b_4		-7.608 {0.0004}	
b_5		0.006 {0.9781}	0.354 {0.0023}
b_6		4.329 {0.0000}	4.005 {0.0000}
F_C	345.01 {0.0000}	256.95 {0.0000}	304.60 {0.0000}
TEST DE CHOW	10.40 {0.0000}		
D.W	1.93	2.21	2.40
Q^*	0.003 {0.959}	0.610 {0.435}	2.027 {0.155}
LM	0.003 {0.958}	0.534 {0.470}	1.764 {0.1920}
RAÍZ UNITARIA EN RESIDUOS	-7.043	-7.085	-7.826
\bar{R}^2 (%)	94.12	96.75	96.58
AIC	2.622	2.122	2.153
SC	2.776	2.365	2.356
VALORES CRÍTICOS PARA RAÍZ UNITARIA EN RESIDUOS			
	1%	m =	3 4 5 6
			-4.66 -4.97 -5.25 -5.52
FUENTE : Listados 1, 2 y 3 del Anexo 6 Entre { } niveles marginales de significación.			

Si se construye una función quebrada la hipótesis inicial de no autocorrelación serial no es rechazada y nuevamente el residuo de la regresión viene de un proceso estacionario. En este mundo un cambio de la tasa de entrada observada en el primer período inducía una variación de la tasa de desempleo a razón de 1.6% por cada punto porcentual, en tanto, que en el segundo período los aumentos observados se tradujeron en incrementos del 1.9%. El papel del tiempo

medio de búsqueda fue más importante puesto que el efecto de un trimestre de búsqueda se incremento del 2.8% a 6.8%; esto es muy importante para comprender lo que sucedió en el mercado de trabajo del área metropolitana de Cali pues en el primer período los efectos del 2.8% eran con un tiempo de búsqueda a la baja, en tanto que los 6.4% del segundo eran con la duración media al alza.

Nuevamente se enfrenta la disyuntiva de cuál modelo elegir. En la medida que ya se ha constatado la presencia de un cambio estructural el modelo de la ecuación (32) resultará el más inadecuado como en efecto señalan los tres criterios de selección por el enfoque de la discriminación. Sin embargo, los coeficientes reportados pueden interpretarse como valores de largo plazo dada la bondad de las estimaciones. Al comparar un cambio libre con uno suave el \bar{R}^2 y el criterio de Akaike apuestan por el primero mientras que el Schwarz lo hace por el segundo. Habida cuenta las bondades de éste último criterio, bien puede afirmarse que el modelo de componentes del desempleo que con mayor probabilidad generó la tasa de desempleo en el área metropolitana de Cali entre 1988-1998, fue uno de función quebrada.

Los resultados del modelo para la estructura del desempleo son bastante claros. El descenso en la tasa de desempleo durante el primer período obedeció a un descenso en el tiempo de búsqueda puesto que la tasa de entrada permaneció estable; dicho desde otra perspectiva es un incremento en las tasas de salida del desempleo lo que explica el descenso. Volviendo al símil del estanque mencionado en la segunda sección mientras que la llave de entrada mantenía un flujo constante la de salida aumentó, disminuyendo el tiempo de permanencia y bajando el nivel del depósito. En el segundo periodo aumentó la tasa de entrada a la par que el tiempo medio de búsqueda cambió su tendencia con lo cual la tasa de desempleo se disparó. Aumentó la velocidad de ingreso al estanque y disminuyó la de la salida con el cual el volumen del mismo se incrementó.

7. CONCLUSIONES

- Es posible descomponer la tasa de desempleo en una tasa de entrada al mismo y el tiempo medio de búsqueda para explicar la evolución de la tasa de desempleo. El movimiento de esta obedeció en el período 1988-94 a un descenso del tiempo medio de búsqueda (aumento de la tasa de salida) que se tradujo en una disminución de la tasa de desempleo hasta su mínimo histórico. En el período 1995-98 el aumento simultáneo de la tasa de entrada y del tiempo medio de búsqueda (disminución de la tasa de salida) impulsaron un aumento dramático de la tasa de desocupación.
- La hipótesis de histéresis en el desempleo tanto absoluta como parcial, resulta altamente rechazada por la evidencia empírica. Un uso inadecuado del test de Dickey y Fuller puede llevar a la conclusión contraria cuando sólo se consideran procesos lineales en el contraste. La inexistencia de una raíz unitaria se mantiene para la tasa de entrada, el tiempo medio de búsqueda y la duración media.
- La tasa de desempleo, la tasa de entrada al mismo, el tiempo medio de búsqueda y la duración media del estado estacionario pueden representarse adecuadamente con procesos

de tendencia determinística bien sea lineal, quebrada o cuadrática.

- Los efectos del choque a la economía a inicios de 1995 se tradujeron en un cambio suave en la estructura del desempleo. Aunado esto a la inexistencia de raíces unitaria en los procesos generadores de datos, se puede afirmar que los efectos del choque son temporales y no permanentes y en consecuencia la solución es exógena. Dicho de otro modo si la tasa de desempleo no tiene raíz unitaria, no habiendo histéresis ni total ni parcial, su disminución no podrá ser ocasionada por factores endógenos; por lo tanto las políticas de flexibilización del mercado laboral no son las adecuadas para solucionar el problema.
- El ejercicio planteado abre un campo de investigación no explotado en el medio académico nacional. Es crucial indagar por los determinantes de la tasa de entrada, esto es, son los aspirantes (presión demográfica o trabajadores adicionales) o son los cesantes (descenso de actividad económica) los que la mueven? Cuál es el papel de los mecanismos de intermediación laboral en el comportamiento de la búsqueda de empleo?.
- Para los amantes de la econometría la lección es que antes de ir a un contraste mecánico para raíces unitarias hay que modelar bien las eventuales tendencias determinísticas como en antaño se hacía. Luego al efectuar el test de Dickey y Fuller, realizar todas las pruebas pertinentes en cada etapa, es decir, tener presente que cada etapa puede tener tres mundos: $\mathbf{t} = 0$ con valores de Dickey y Fuller, un $\mathbf{b} = 0 \mid \mathbf{t} = 0$ también con valores de Dickey y Fuller y de nuevo $\mathbf{t} = 0$ con valores de la normal estándar.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ARANGO L. Y POSADA C.E.(2001) “El desempleo en Colombia”, Banco de la República. *Documentos de trabajo*, No. 176, abril.
- BLANCHARD O. (1986), “Hysteresis and the European Unemployment Problem”, NBER *Macroeconomics Annual* 1986, Cambridge, MA:MIT Press.
- BLANCHARD O. and SUMMERS L. (1987), “Hysteresis in Unemployment”, *European Economic Review* 31.
- BLANCO, J. M.. (1995), “La Duración del Desempleo en España” en Dolado, J.J. y Jimeno J. F. “*Estudios Sobre el Funcionamiento del Mercado de Trabajo Español*”, FEDEA, Madrid.
- CASTELLAR (1998) “*Eficiencia Productiva, Valoración de Fincas y Externalidades Territoriales en la Economía Campesina Colombiana. Un análisis econométrico*”. Tesis Doctoral, Universidad Autónoma de Barcelona.

CASTELLAR C. (2002) “Naturaleza, Contenido y Pedagogía en el Pregrado”, Ponencia Presentada al *Encuentro Regional de Facultades y Departamentos de Economía*, Universidad del Valle.

DAVIDSON R., and Mackinnon J. (1993), “*Estimation and inference in Econometrics*”, New York, Oxford University Press.

ENDERS, W. (1995) “*Applied Econometric Time Series*” John Wiley & Sons, INCS.

GUATAQUI, J. C (2000) “Estimaciones de la tasa natural de desempleo en Colombia – una revisión” Universidad del Rosario, serie Documentos, *Borradores de Investigación*.

GUJARATI (2003) “*Basic Econometrics*”, Fourth Edition, Mc Graw Hill.

HENAO M. y ROJAS N. (1998) “La Tasa Natural de Desempleo en Colombia”, *Archivos de Macroeconomía*, Documento 89.

LAYARD R., Nickell S. and Jackman R. (1991), “*Unemployment Macroeconomic Performance and the Labour Market*”, Oxford University Press. Traducido como “*Los Resultados Macroeconómicos del Paro y el mercado de Trabajo*” (1994), Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, España.

MAURER, M y NIVIA D. (1994) “La Histéresis en el Desempleo Colombiano”, *Cuadernos de Economía*, Vol XIV, No. 21.

HENAO M. Y ROJAS N. (1998), “La tasa natural de desempleo en Colombia”, *Archivos de Macroeconomía*, Documento 89

NOVALES (1993) “*Econometría*”, 2ª Edición, Mc Graw Hill.

QUANTITATIVE MICRO SOFTWARE (1997), “*EIEWS 3 User’s Guide*”.

YARCE, W. A. (2000) “El desempleo estructural y la tasa natural de desempleo: algunas consideraciones teóricas y su estado actual en Colombia” *Lecturas de Economía* No. 52, Universidad de Antioquia, Medellín.