

Históricas pero convergentes: El comportamiento de las tasas de desempleo en Colombia

Resumen: El objetivo principal del trabajo es estudiar el comportamiento de las tasas de desempleo de las principales siete ciudades en Colombia, durante el período comprendido entre 1984 y 2017. Inicialmente, se evalúa si las tasas de desempleo son históricas mediante el uso de pruebas de raíz unitaria. Los principales resultados muestran que las tasas de desempleo no son estacionarias, lo que rechaza la hipótesis de tasa natural de desempleo. A pesar de la persistencia existente en las tasas de desempleo, se evidenció convergencia estocástica y diferencias estables de equilibrio a largo plazo. A partir de estos resultados, se propone un análisis de política económica.

Palabras Clave: Tasa de Desempleo, Histéresis, Series de Tiempo, Beta Convergencia.

Clasificación JEL: E24, R23, C22.

Hysterical but Convergent: The behavior of Colombia's Unemployment Rates

Abstract: The main objective of the paper is to study the behavior of the unemployment rates in Colombia, during the period between 1984 and 2017. First, we study if unemployment rates are hysterical by using unit root tests. Main results show that unemployment rates are not stationary which rejects the natural rate of unemployment hypothesis. Second, we ask whether changes in cities unemployment differences in Colombia are persistent over time and we found evidence of stochastic convergence in cities unemployment differences. Third, we found stable long-term equilibrium differences in cities unemployment rates.

Keywords: Unemployment Rate, Hysteresis, Time Series, Beta Convergence.

JEL Code: E24, R23, C22.

Tabla de Contenido

I.	Introducción	2
II.	Marco teórico y estado del arte	4
III.	Metodología	6
IV.	Datos	11
V.	Resultados	14
	a. Histéresis vs. Tasa natural de desempleo	14
	b. Convergencia vs. Divergencia.....	17
VI.	Conclusiones	23

I. Introducción

El comportamiento de los principales indicadores del mercado laboral, como la tasa de desempleo (TD), es de vital importancia para los hacedores de política, quienes a la hora de intervenir en los mercados deben tener presente cuál será el efecto que tendrá su intervención sobre la TD nacional y por ciudades, con el fin de determinar si el mercado laboral se ajustará a las condiciones económicas existentes.

Dentro de la teoría económica, el comportamiento de la TD se ha analizado desde dos enfoques diferentes, la Tasa Natural de Desempleo (TND) y los procesos de histéresis. El primero de ellos, tiene su origen en el trabajo de Friedman (1968) quien argumenta que la TD gravita en torno a una TND, y por lo tanto tiene un comportamiento estacionario. Mientras que en el segundo, Blanchard y Summers (1986) muestran que la TD puede ser una variable no estacionaria, puesto que los mecanismos de negociación salarial son asimétricos entre los empleados y los desocupados, teniendo como consecuencia un comportamiento histérico sobre la TD.

Sumado a esto, las diferencias presentes en la TD por ciudades han generado un alto interés en el estudio de los fenómenos de convergencia entre las tasas regionales, dadas las diferencias existentes en el desarrollo económico regional. Al respecto Blanchard y Katz (1992) encontraron que la movilidad de los factores productivos permitía a la TD converger rápidamente. No obstante, Martson (1985) argumentó que los altos costos de movilidad y la existencia de factores que compensan el desempleo e inhiben la migración, conllevan a una divergencia en la TD.

Con el fin de estudiar los procesos de histéresis y convergencia en la tasa de desempleo para las principales siete ciudades de Colombia, durante 1984 y 2017, se hace uso de la metodología propuesta por Gomes y Reis (2009), en la cual se realiza un análisis exploratorio de la TD y la Tasa Relativa de Desempleo (TRD) por ciudades, a partir de las pruebas de raíz unitaria Dickey-Fuller Aumentada (ADF) y de Lee-Stazicich (2003). En particular, la prueba propuesta por Lee y Stazicich (2003) permite examinar si hay evidencia de raíz unitaria bajo la existencia de cambios estructurales sobre la tendencia determinística de las series.

Dentro de los resultados encontrados, se evidencia que la TD para las principales siete ciudades de Colombia se caracterizan por tener un comportamiento persistente a lo largo del tiempo. La prueba ADF no logra rechazar la hipótesis nula para ninguna de las series. Un resultado similar se obtiene con la prueba de Lee-Strazicich en la cual sólo se rechaza la hipótesis de raíz unitaria con dos cambios estructurales para la TD de Barranquilla.

Por otra parte, la hipótesis de convergencia es soportada por las pruebas de raíz unitaria sobre las TRD. A partir de la prueba ADF, se encuentra convergencia estocástica de las tasas de desempleo en las ciudades de Bogotá, Bucaramanga, Barranquilla, Medellín y Manizales. Para las ciudades de Cali y Pasto no se puede rechazar la hipótesis de raíz unitaria por ADF ni por Lee-Strazicich.

Si bien la convergencia estocástica es relevante, se debe determinar si hay convergencia condicional o incondicional entre las TDR. Por esta razón, se sigue la metodología propuesta por Mills y Carlino (1993), en donde se utiliza un test de beta-convergencia. Dentro de nuestros datos, se evidencia en Cali y Bogotá la existencia de convergencia condicional.

A partir de los anteriores resultados, se concluye que las tasas de desempleo de las principales siete ciudades en Colombia, se caracterizan por ser históricas. Esto significa que los diferentes choques del mercado serán persistentes a lo largo del tiempo. No obstante, la existencia de patrones de convergencia entre las tasas de desempleo hace que las diferencias se reduzcan en el largo plazo, aunque en algunas ciudades no se converja absolutamente.

El trabajo se encuentra organizado de la siguiente manera, en la Sección II se realiza un breve resumen de los principales trabajos que han estudiado los procesos de histéresis y convergencia sobre la TD. La Sección III presenta un análisis descriptivo de los datos y

de la metodología econométrica utilizada. En la Sección IV se interpretan los resultados obtenidos y la Sección V concluye.

II. Marco teórico y estado del arte

La hipótesis de la tasa natural de desempleo (TND) tiene su origen en los trabajos de Friedman (1968) y Phelps (1994). En particular, Friedman (1868) consideró que la política monetaria no podía utilizarse para reducir de forma prolongada y sostenible la tasa de desempleo, puesto que una expansión monetaria conllevaría a un aumento de la inflación, lo cual en principio disminuiría los salarios reales y por lo tanto permitiría un mayor empleo. No obstante, el aumento en el nivel de precios cambiaría las expectativas de los agentes, quienes demandarían mayores salarios nominales, lo cual devolvería el salario real y la tasa de desempleo a su nivel inicial.

El argumento presentado por Friedman (1868) permite defender la hipótesis sobre la cual se considera que la tasa de desempleo gravita en torno a una TND y por ende, tiene un comportamiento estacionario. Por su parte, Phelps (1994) argumentó que la TND no es constante a lo largo del tiempo, dado que es afectada por choques estructurales que pueden cambiar su nivel de forma permanente y por lo tanto debería considerarse como una variable estacionaria con quiebres estructurales¹.

En contraposición a las anteriores apreciaciones teóricas que describen la TD como una variable estacionaria, existen teorías que concluyen lo contrario. El primer referente teórico es el trabajo de Blanchard y Summers (1987), quienes consideraban a la TD como una variable no estacionaria puesto que durante un crisis económica son menos los empleados, los cuales pueden negociar un salario que les permita mantener su empleo, sin embargo esto no hace que los recién desempleados lo puedan recuperar, generando así una persistencia en la tasa de desempleo.

Con respecto a la hipótesis de convergencia, Blanchard y Katz (1982) asumen un modelo teórico, en el cual las tasas de desempleo para diferentes estados convergen en el largo plazo. Los mecanismos que describen esta convergencia se basan en la movilidad de factores productivos, ya sean capital o trabajo, en donde un choque negativo sobre la demanda laboral en un estado conllevará a los desempleados a migrar hacia otros estados en busca de empleo.

¹ El argumento de Phelps (1994) señaló la importancia de una teoría económica que explicase los determinantes de la Tasa Natural de Desempleo (NAIRU).

Por otro lado, Martson (1985) considera dos enfoques sobre las diferencias entre las tasas de desempleo regionales. El *enfoque de desequilibrio*, en el cual los choques sobre la tasa de desempleo serán persistentes, dado que los altos costos de movilidad y las rigideces salariales no permitirían una convergencia en la tasa de esta región con respecto a la TD nacional. Y el *enfoque de equilibrio*, en donde se considera la posibilidad de que las tasas de desempleo relativas no converjan, dada la existencia de bienes públicos que mitiguen los efectos negativos del desempleo y eviten la movilidad del factor trabajo entre regiones.

La evidencia internacional encuentra resultados mixtos sobre las hipótesis de tasa natural de desempleo e histéresis. Dentro de los principales trabajos que respaldan la hipótesis de la tasa natural de desempleo se encuentran, Song y Wu (1998) quienes a partir de la prueba de raíz unitaria de Levin y Lin y Chu (2002) rechazan la hipótesis de histéresis sobre los países de la OECD, durante 1962 y 1993. Por otra parte, Camareiro y Tamarit (2004) rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria sobre las TD para diecinueve países de la OECD, durante 1956 y 2001, mediante el test de regresiones ADF aparentemente no relacionadas propuesto por Breuer et al. (2001).

Por el contrario, en el análisis de raíz unitaria presentado por Jaeger y Parkinson (1994) se evidencia que las tasas de desempleo de Alemania, Canadá, Estados Unidos y Reino Unido, durante 1961 y 1991, se caracterizan por ser históricas. A partir de la prueba MADF propuesta por Sarno y Taylor (1998) y SURADF, Furuoka (2012) encuentra evidencia empírica que valide la hipótesis de histéresis en la TD para países asiáticos durante 1980 y 2009. Reis y Gomes (2009) realizan la prueba de raíz unitaria propuesta por Lee y Strazizch (2003), la cual permite la presencia de dos choques estructurales, encontrando evidencia a favor de la hipótesis de histéresis sobre seis áreas metropolitanas de Brasil, durante 1981 y 2002. Finalmente, en el análisis de raíz unitaria para datos panel realizado por Smyth (2003) sobre las tasas de desempleo regionales de Australia no se logra concluir cual es el comportamiento asociado, dada las disparidades de resultados arrojados por las pruebas.

Con respecto a la hipótesis de convergencia, el análisis de series de tiempo ha sido el más utilizado. De hecho, Bayer y Jüssen (2007) consideran que la estacionariedad sobre TRD es una condición necesaria para las tasas de desempleo converjan; sumado a esto Carlino y Mills (1993) argumentaron la necesidad de que las diferencias disminuyeran a lo largo del tiempo. Reis y Gomes (2009) aplican pruebas de raíz unitaria sobre una medida de desempleo relativo, encontrando evidencia de convergencia estocástica en las

TD de las seis áreas metropolitanas de Brasil. Siguiendo con el análisis de raíz unitaria con cambio estructural sobre datos panel, Bayer y Jüssen (2007) encuentran que las tasas relativas de desempleo en Alemania Oriental presentan convergencia estocástica. Finalmente, Beyer y Stemmer (2016) proponen estudiar los procesos de convergencia a partir de análisis de distribución.

Con respecto al análisis de la tasa de desempleo en Colombia, Arango & Posada (2001) por medio del análisis de series de tiempo encuentran que para las principales siete ciudades durante 1984 y 2000, la TD se caracterizan por ser persistentes, exceptuando el periodo entre 1984 y 1994. Por su parte, Maurer y Nivia (1994) por medio de una regresión lineal entre la oferta de dinero (M1), la inversión, las exportaciones y las tasas de desempleo de Barranquilla, Bogotá, Cali y Medellín, durante 1986 y 1992, encuentran que Bogotá y Medellín se caracterizan por tener una alta persistencia a diferencia de Barranquilla y Cali. A estos trabajos se suman los aportes realizados por Correa et al., (2006) quienes implementan las pruebas de raíz unitaria propuestas por Zivot & Andrews (1992) y Lumsdaine & Papell (1997) sobre la TD de Colombia durante 1985 – 2003, encontrando evidencia de un comportamiento histórico.

A pesar que varios trabajos han encontrado evidencia de la hipótesis de histéresis en la tasa de desempleo de Colombia, tanto a nivel nacional como por ciudad, varios autores han estimado los determinantes y la tasa natural de desempleo asociada a la economía colombiana, dentro de los más importantes se encuentran Henao & Rojas (1998), Guataquí (2000), Yarce (2000), Arango & Posada (2001), Tamayo (2008), entre otros. Finalmente, el estudio de la convergencia de las TD entre ciudades se ha realizado con el fin de analizar la actividad económica regional del país. Dentro de estos trabajos se encuentra el realizado por Gamarra (2006) en donde se evidencia que los diferenciales del desempleo para las principales siete ciudades de Colombia, durante 1980 y 2003, presentaron procesos de convergencia bajo la metodología de cointegración. Por otro lado, Montes & Gaviria (2007) estudian las beta convergencia sobre la TD de las principales siete ciudades del país, durante 1985 y 2005, utilizando el método de Johansen, encuentran evidencia que soporte la convergencia regional y la existencia de una relación de largo plazo estable en el tiempo.

III. Metodología

Como se pudo observar en la revisión de literatura, la validación de las hipótesis de histéresis y tasa natural de desempleo, junto con los procesos de convergencia, ha sido

abarcada mediante el uso de series de tiempo. Según este contexto, es posible tener una aproximación de la persistencia de una serie, a partir de la *estacionareidad*. Por esta razón en esta sección se hará una breve introducción al concepto.

Una variable es estacionaria en sentido débil si su media y su varianza son constantes, es decir que sean finitas o estén determinadas. En términos gráficos, esto significa que la variable fluctúa de forma acotada alrededor un valor constante. Supongamos que una variable $\{Z_t\}$ es descrita mediante un proceso auto regresivo AR(1).

$$Z_t = \phi_0 + \phi_1 Z_{t-1} + a_t \quad (1)$$

En donde a_t es una variable estacionaria ruido blanco de tal manera que $a_t \text{ iid} \sim N(0, \sigma_a^2)$. Si se halla el valor esperado y la varianza de Z_t se tendrían que:

$$\mu = \frac{\phi_0}{1 - \phi_1} \quad (2)$$

$$\sigma_z^2 = \frac{\sigma_a^2}{1 - \phi_1^2} \quad (3)$$

De la primera expresión se puede deducir que la μ es determinada si $\phi_1 \neq 1$. De igual forma, la varianza solo puede estar determinada si $-1 < \phi_1 < 1$. Si en una variable el coeficiente ϕ_1 es igual a 1 o -1 se considera que la variable tiene raíz unitaria y no es estacionaria pues su media y su varianza están indeterminadas. Lo cual significa que los choques que afecten esta variable, no serán transitorios sino permanentes.

Una de las pruebas más utilizadas para identificar la presencia de raíces unitarias es la propuesta por Dickey y Fuller (1979), conocida como ADF. Si se asumiese que la serie $\{Z_t\}$ tiene constante y tendencia, la siguiente regresión podría ser estimada,

$$\Delta Z_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \rho Z_{t-1} + \sum_{i=1}^w \theta_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

En donde Δ es la primera diferencia, w es el número de rezagos de la primera diferencia de Z_t incluidos para que el término de error ε_t no tenga correlación serial. La hipótesis nula de raíz unitaria es $\rho = 0$ y la hipótesis alternativa es que la variable es estacionaria ($\rho < 0$).

Como alternativa a la prueba ADF, Phillips & Perron (1988) proponen una prueba en la cual la auto correlación serial de los errores es corregida por medio de técnicas semiparamétricas. En este test, el estadístico t asociado a ϕ_1 es corregido por la autocorrelación serial, usando un bando de ancho escogido a partir de la metodología de Newey-West (1987). La hipótesis nula se asocia a la estacionareidad, $\phi_1 = 1$, siendo la

alterna $\phi_1 < 1$. De igual forma, Elliott, Rottengberg y Stock (1996) proponen una prueba de raíz unitaria (GLS-ADF) en la cual se extrae una tendencia a la variable a la que se realiza la prueba.

Una de las debilidades presentes en estas pruebas se asocia con la baja potencia que tienen sobre variables que presentan cambios estructurales, puesto que para este tipo de comportamientos tienden a caer en zona de rechazo. Una de las propuestas para superar esta debilidad fue presentada por Lee-Strazicich (2003), quienes consideraron una variable Y_t con dos cambios estructurales, los cuales afectan tanto su constante como su tendencia determinística.

$$Y_t = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 D_{1t} + \delta_3 D_{2t} + \delta_4 DT_{1t} + \delta_5 DT_{2t} + e_t \quad (5)$$

$$e_t = \beta_1 e_{t-1} + \varphi_t \quad (6)$$

Donde δ_0 es la primera constante, δ_1 es la primera tendencia determinística, D_{1t} es una variable dicotómica que toma el valor de 1 después del primer choque estructural (TB_1) y es cero antes, D_{2t} toma el valor de 1 después del segundo choque estructural (TB_2) y es cero anteriormente, DT_{1t} toma el valor de $t - TB_1$ cuando $t - TB_1 > 0$ y es cero en cualquier otro caso. De forma similar, DT_{2t} toma el valor de $t - TB_2$ cuando $t - TB_2 > 0$ y es cero antes y en TB_2 . Por otra parte, e_t es el equivalente al ciclo alrededor de la tendencia quebrada, y φ_t es un término de error ruido blanco.

La hipótesis nula considera que la variable tiene raíz unitaria con dos cambios estructurales en la tendencia determinística y en la constante y esto se refleja en: $\beta_1 = 1$. Por otra parte, la hipótesis alterna es $\beta_1 < 1$. Dichas hipótesis se pueden expresar de la siguiente forma:

$$H0: Y_t = \delta_1 + \delta_2 B_{1t} + \delta_3 B_{2t} + \delta_4 D_{1t} + \delta_5 D_{2t} + Y_{t-1} + \vartheta_{1t} \quad (7)$$

$$HA: Y_t = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 D_{1t} + \delta_3 D_{2t} + \delta_4 DT_{1t} + \delta_5 DT_{2t} + \vartheta_{2t} \quad (8)$$

La prueba que se aplica se basa en la siguiente regresión, la cual se estima con el método de Lagrange.

$$\Delta Y_t = \delta_1 + \delta_2 B_{1t} + \delta_3 B_{2t} + \delta_4 DT_{1t} + \delta_5 DT_{2t} + \gamma S_{t-1} + \sum_{i=1}^h \pi_i \Delta S_{t-i} + u_t \quad (9)$$

en donde,

$$S_{t-1} = Y_t - (Y_1 - \tilde{\delta}_1) - (\tilde{\delta}_1 t + \tilde{\delta}_2 D_{1t} + \tilde{\delta}_3 D_{2t} + \tilde{\delta}_4 DT_{1t} + \tilde{\delta}_5 DT_{2t}) \quad (10)$$

Los coeficientes $\tilde{\delta}_k$ son estimados a partir:

$$\Delta Y_t = \tilde{\delta}_1 + \tilde{\delta}_2 B_{1t} + \tilde{\delta}_3 B_{2t} + \tilde{\delta}_4 D_{1t} + \tilde{\delta}_5 D_{2t} + \epsilon_t \quad (11)$$

Por lo tanto, la hipótesis nula se resumirá en que $\gamma = 1$ y la alterna será $\gamma < 1$. La prueba se hace a partir del estadístico t de γ y se contrasta con el estadístico t -tabulado provisto por Lee-Strazicich (2003). La fecha de los quiebres se establece de tal forma que se minimice el estadístico t asociado a S_{t-1} .

A partir de las pruebas de raíz unitarias explicadas es posible determinar cuál teoría se ajusta mejor al comportamiento de la TD para la economía colombiana, es decir que nos permiten distinguir entre comportamientos asociadas a la presencia de una tasa natural de desempleo de aquellos correspondientes a un proceso histórico.

Para el análisis de la convergencia entre las tasas de desempleo por ciudades, se hace necesaria la creación de una variable relativa de tasa de desempleo,

$$TRD_{i,t} = \ln\left(\frac{u_{i,t}}{u_{7c,t}}\right) \quad (11)$$

donde $u_{i,t}$ es la tasa de desempleo de la ciudad i en el periodo t y $u_{7c,t}$ es la tasa de desempleo de las siete ciudades en el momento t . En particular, si esta variable es estacionaria habría convergencia estocástica entre la tasa de desempleo de la ciudad i y la tasa de desempleo de las siete ciudades. Dicho concepto de convergencia indica que los choques sobre las diferencias relativas entre las tasas de desempleo no son persistentes y desaparecen con el paso del tiempo. En caso contrario, donde no se pueda rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria hay divergencia estocástica.

El concepto de convergencia estocástica es un prerrequisito para la convergencia condicional y la convergencia absoluta. La convergencia no condicional o absoluta considera que las variables de estudio convergen al mismo nivel lo que equivaldría en este trabajo a una convergencia en el nivel de las tasas de desempleo de las distintas ciudades a un único valor que sería el de la tasa de desempleo de las siete ciudades.

Por otra parte, el concepto de convergencia condicional considera que hay diferencias entre los niveles de las tasas de desempleo de cada ciudad que están en función de la estructura económica de la ciudad. Ello significa que si bien las diferencias entre las tasas de desempleo de las ciudades se disminuyen con el paso del tiempo hay una diferencia de equilibrio entre las diferentes ciudades que se mantiene a lo largo del tiempo.

En este trabajo se utilizan varias metodologías para determinar cuál tipo de convergencia (condicional o incondicional) está presente en las tasas de desempleo de las siete ciudades de Colombia.

La primera se basa en el siguiente razonamiento (Carlino y Mills, 1993). Supongamos que la tasa relativa de desempleo de largo plazo de la ciudad i es TRD_i^E , valor que puede ser diferente de cero. Si $TRD_{i,t}$ es mayor (menor) TRD_i^E , y $TRD_{i,t}$ es un proceso estacionario, es de esperar una reducción (aumento) en $TRD_{i,t+k}$ para $k>0$. De una manera más formal $TRD_{i,t}$ es igual a un componente permanente TRD_i^E más una desviación φ_t . Dicha desviación puede ser modelada mediante los componentes determinísticos de una constante y una tendencia.

$$TRD_{i,t} = TRD_i^E + \varphi_t \quad (12)$$

$$\varphi_t = \varphi_0 + \beta t + \omega_t \quad (13)$$

La constante φ_0 reflejaría la desviación inicial de $TRD_{i,t}$ con respecto a TRD_i^E . Si φ_0 es mayor (menor) que cero, hay convergencia absoluta si β es menor (mayor) que cero. En caso diferente no se puede hablar de convergencia absoluta. Reemplazando (13) en (12) se obtiene:

$$TRD_{i,t} = TRD_i^E + \varphi_0 + \beta t + \omega_t \quad (14)$$

La anterior ecuación puede ser estimada mediante una regresión lineal y se requiere que las divergencias entre las $TRD_{i,t}$ y su proceso determinístico sean estacionarias, es decir, ω_t es un proceso estacionario y corresponde al residual de dicha regresión. Por otra parte, se debe advertir que la regresión lineal estima el componente $TRD_i^E + \varphi_0$ como una sola constante y en consecuencia no se tiene una identificación de TRD_i^E .

Para superar estas dificultades se sigue la metodología propuesta por Bayer y Jüssen (1999s). Estos autores realizan la prueba de raíz unitaria en datos panel de Levin, Lu y Chu (2002) con el fin de determinar si todas las tasas de desempleo relativas son estacionarias. Luego de encontrar evidencia a favor de la hipótesis de convergencia estocástica mediante el uso de estos tests estiman la siguiente regresión pooled:

$$TRD_{i,t} = \mu_i + \beta_1 TRD_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (15)$$

en donde μ_i es una variable dicotómica para cada una de las ciudades y $\varepsilon_{i,t}$ es un término de error. A partir de la significancia estadística de los efectos fijos se puede determinar si hay convergencia condicional o incondicional. En el primer caso, los efectos fijos son globalmente significativos, mientras que en el segundo los efectos fijos no son estadísticamente diferentes de cero en su conjunto.

Uno de los problemas que tiene la metodología de Bayer y Jüssen (1999s) es que están asumiendo la misma estructura auto regresiva para todas las ciudades lo cual dista de la

realidad. Es por ello que se proponen modelos ARMA para las tasas relativas de desempleo de cada ciudad i .

$$TRD_{i,t} = \alpha_i + \sum_{j=1}^p \phi_j TRD_{i,t-j} + \sum_{m=1}^q \theta_m a_{i,t-m} + a_{i,t} \quad (16)$$

Mediante el uso de estos modelos se puede determinar el valor de largo plazo de la tasa relativa de desempleo, con la siguiente expresión.

$$E(TRD_{i,t}) = \frac{\alpha_i}{1 - \sum_{j=1}^p \phi_j} \quad (17)$$

Si el valor esperado es diferente de cero, significa que la diferencia entre la tasa de desempleo de la ciudad i con respecto a la TD de las siete ciudades es estable. Sin embargo, es necesario que α_i sea estadísticamente diferente de cero y que el proceso auto regresivo sea estacionario.

Una última pregunta en lo que respecta al tema de la convergencia es lo concerniente a la velocidad de la convergencia, la cual en este trabajo se entiende como el número de periodos en los que se reducen las diferencias generadas por algún choque. Con el fin de identificar esta velocidad se utilizarán los conceptos de vida media e impulsos respuesta. Se entiende por vida media el número de periodos en los que se demora en reducirse a la mitad la magnitud del choque. La fórmula a utilizar para el caso de un proceso auto regresivo de orden uno es,

$$Vida\ media = \frac{\ln(0.5)}{\ln(\phi_i)} \quad (18)$$

Dado que las pruebas de raíz unitaria de ADF y LCI se basan en testear $\rho < 0$, donde $\rho = \phi_i - 1$, el coeficiente auto-regresivo implícito de las pruebas ADF y LCI corresponde a $\rho + 1$. Por otro lado, los impulsos respuestas de los procesos ARMA indican en el tiempo en que tarda el choque en diluirse.

IV. Datos

Con el fin de analizar los procesos de histéresis y convergencia, se utilizó la serie trimestral de la tasa de desempleo para las principales siete ciudades de Colombia (Barranquilla, Bogotá, Bucaramanga, Manizales, Medellín y Pasto), durante el periodo comprendido entre 1984 y 2017. Este indicador de desempleo ha sido calculado por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) desde 1984, mediante la

utilización de diferentes encuestas de hogares², siendo la más reciente la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH).

Teniendo en cuenta que los diferentes cambios metodológicos de las encuestas tuvieron repercusiones sobre el cálculo de la tasa de desempleo, se hizo uso de las series ajustadas por Arango et al., (2008), quienes corrigen las series teniendo en cuenta los cambios metodológicos más significativos³. Ahora bien, como la tasa de desempleo se caracteriza por exhibir variaciones acordes con diferentes épocas del año, el componente estacional es removido con X11.

El Gráfico I compara el comportamiento trimestral total de las siete ciudades con respecto a la TD de cada una de las ciudades utilizadas, durante 1984 y 2017. Las áreas sombreadas representan los periodos en las cuales la economía colombiana se encontró en recesión acorde con la metodología propuesta por Arango et al., (2015).

Se evidencia que las tasas de desempleo para las siete ciudades aumentaron rápidamente entre 1995 y 2000, debido principalmente a la crisis económica de finales de los noventa, llegando a tomar valores cercanos al 20 por ciento.

Tabla I: Estadísticas Descriptivas

	Barranquilla	Bogotá	Bucaramanga	Cali	Manizales	Medellín	Pasto	Total
Media	11.74	10.98	11.55	12.99	13.75	13.61	13.81	11.54
Mediana	11.06	10.18	10.27	12.76	12.88	13.21	13.54	10.86
Máximo	18.63	19.58	20.77	19.83	21.10	21.11	21.52	18.67
Mínimo	7.15	5.22	6.73	7.41	7.74	7.88	8.85	6.61
Dev. Std.	2.97	3.53	3.47	3.06	3.52	2.75	2.90	3.11
Asimetría	0.46	0.84	1.08	0.35	0.34	0.63	0.51	0.86
Curtosis	2.15	2.94	3.01	2.54	2.00	3.05	2.58	2.83
N	133	133	133	133	133	133	133	133

Fuente: Elaboración Propia

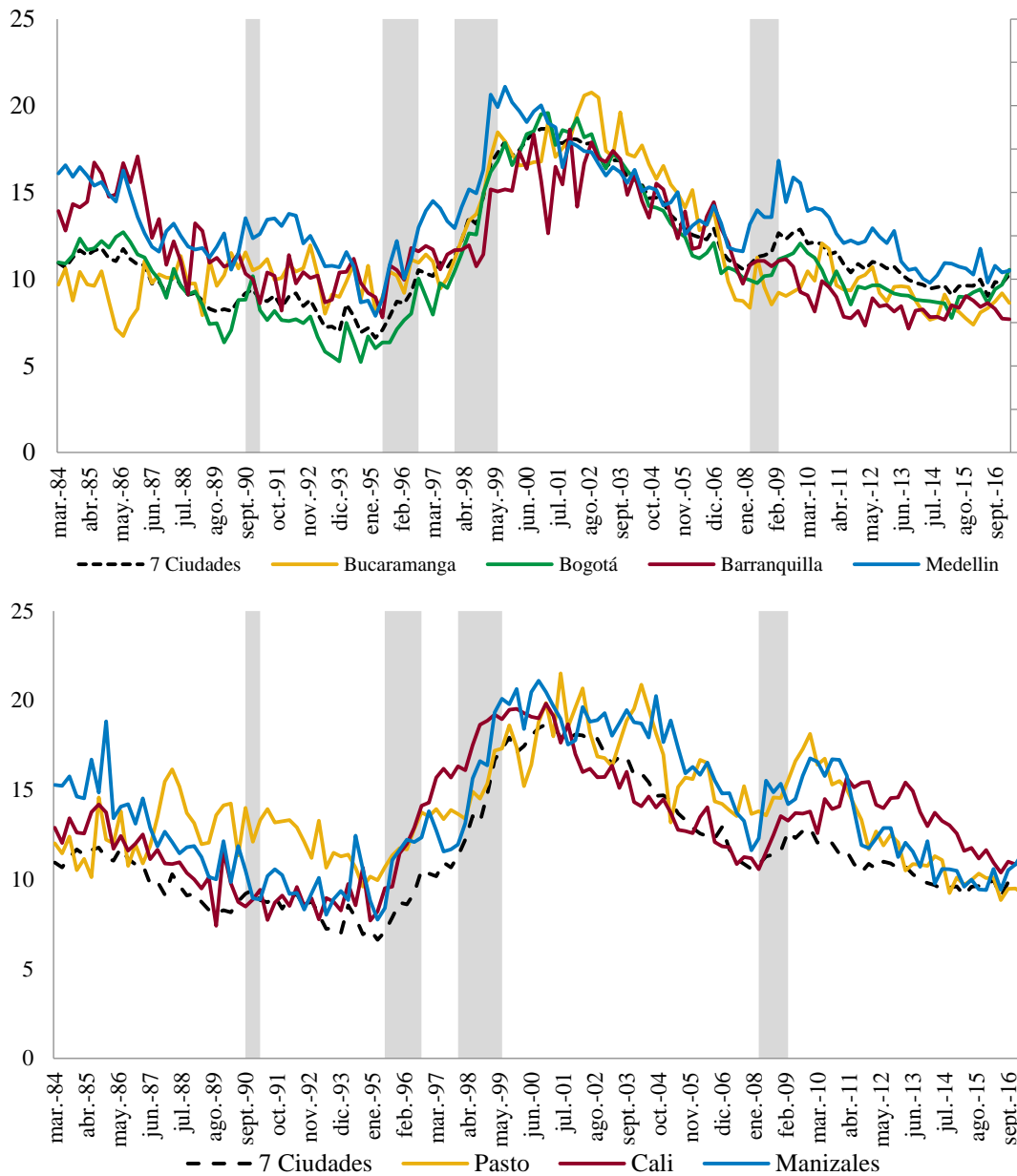
A pesar que las tasas han presentado una lenta tendencia decreciente desde el 2000, su comportamiento durante los últimos años, ha sido cada vez más homogéneo. Adicionalmente, se observa que las TD de Cali, Manizales y Medellín durante periodos de recesión presentan aumentos considerables con respecto a las demás ciudades y el total.

² Durante 1984 y 2000 se utilizó la *Encuesta Nacional de Hogares*, cuyo dominio eran las principales siete ciudades del país. Con el fin de adaptar la encuesta a los estándares internacionales propuestos por Organización Internacional de Trabajo (OIT), entre 2001 y 2006 el DANE utilizó la *Encuesta Continua de Hogares*, extendiendo la cobertura a trece ciudades. Sumado a eso, en 2006 se realizan algunos ajustes metodológicos, los cuales permiten obtener la información para 23 ciudades y el total nacional. A esta última se le denominó como la *Gran Encuesta Integrada de Hogares*.

³ Las series se encuentran disponibles en <http://www.banrep.gov.co/es/borrador-410>.

Acorde con Reis & Gomes (2008), las estadísticas básicas y la matriz de correlaciones presentadas en la Tabla I y II, pueden ser útiles para estudiar si los factores relacionados con la persistencia de las TD en cada ciudad son diferentes o no.

Gráfico I: Comportamiento de las Tasas de Desempleo en Colombia.
Principales Siete Ciudades. Periodo 1984 – 2017



Fuente: Arango et al., (2008) y DANE (2017). Elaboración propia.

La Tabla I muestra que Pasto y Manizales tiene la media más alta en la TD, siendo esta mayor que el de la TD total. Por otro lado, sólo Bogotá presenta valores en su TD

menores al 6 por ciento. También llama la atención que la probabilidad de presentar valores extremos sea más alta Medellín y Bucaramanga, lo cual va de mano con el comportamiento observado durante las épocas de recesión económica.

Acorde con los resultados presentados en la Tabla II, la TD de Bogotá es la que tiene la mayor correlación con la TD total de las siete ciudades, esto podría explicarse porque Bogotá se caracteriza por ser la ciudad más receptora de trabajo, por lo tanto, sus movimientos a lo largo del tiempo, deberían estar muy correlacionados con la tasa nacional. En contraste, Barranquilla presenta la menor correlación con la TD total. Sobre estos resultados, llama la atención que Manizales sea la ciudad que presente una mayor correlación con las demás seis ciudades.

Tabla II: Matriz de Correlaciones

	Total	Barranquilla	Bogotá	Bucaramanga	Cali	Manizales	Medellín	Pasto
Total	1.00							
Barranquilla	0.72	1.00						
Bogotá	0.98	0.76	1.00					
Bucaramanga	0.85	0.67	0.82	1.00				
Cali	0.83	0.45	0.78	0.61	1.00			
Manizales	0.91	0.74	0.89	0.77	0.77	1.00		
Medellín	0.87	0.75	0.86	0.72	0.72	0.85	1.00	
Pasto	0.80	0.58	0.76	0.77	0.59	0.78	0.74	1.00

Fuente: Elaboración Propia

V. Resultados

a. Histéresis vs. Tasa natural de desempleo

Con el fin de estudiar el comportamiento asociado a las tasas de desempleo de las principales siete ciudades en Colombia, inicialmente aplicamos la prueba ADF utilizando k rezagos, de tal forma que no se presentaran problemas de auto correlación. En la Tabla III se presentan los resultados obtenidos de la prueba ADF para cada una de las ciudades, las primeras dos columnas hacen referencia al número de rezagos y variables determinísticas utilizadas, las últimas dos muestran el estadístico junto con el valor crítico a contrastar.

Tabla III: Prueba de Raíz Unitaria Dickey Fuller Aumentada
Tasa de Desempleo

Ciudad	k	Determinística	Estadístico	Valor crítico 5%
Siete Ciudades	3	Ninguna	-0.54	-1.94
Barranquilla	1	Ninguna	-0.87	-1.94
Bucaramanga	2	Ninguna	-0.45	-1.94

Bogotá	3	Ninguna	-0.63	-1.94
Cali	3	Ninguna	-0.51	-1.94
Medellín	0	Constante	-2.17	-2.88
Manizales	3	Ninguna	-0.68	-1.94
Pasto	4	Ninguna	-0.45	-1.94

Fuente: Elaboración propia

Los resultados obtenidos a partir de la prueba ADF brindan evidencia empírica de que las tasas de desempleo en Colombia no son estacionarias; lo cual ratifica lo encontrado previamente en la literatura. Estos resultados tampoco difieren de los brindados con las pruebas de raíz unitaria de Phillips-Perron y GLS-ADF, las cuales se reportan en en Anexos I.

A pesar que los anteriores resultados son homogéneos, se hace necesario contrastarlos con otras metodologías dada la debilidad presentada sobre variables que presentan cambios estructurales. Por esta razón se utiliza la prueba de Lee-Strazicich con el fin de evaluar si las tasas de desempleo son estacionarias ante la presencia de choques estructurales. La Tabla IV resumen los resultados obtenidos de la prueba asumiendo dos quiebres estructurales, en las primeras tres columnas se especifican el número de rezagos y el periodo en donde se sitúan los quiebres estructurales.

Tabla V: Prueba de Raíz Unitaria de Lee - Strazicich
Dos cambios estructurales

Ciudad	k	Primer quiebre	Segundo quiebre	Estadístico	Valor critico 5%
Siete Ciudades	7	1997q4 (0.42)	2006q4 (0.69)	-4.87	-5.67 (0.4;0.6)
Barranquilla	0	1995q1 (0.33)	2004q1 (0.61)	-6.63	-5.67 (0.4;0.6)
Bucaramanga	7	1997q4 (0.42)	2006q2 (0.67)	-4.77	-5.67 (0.4;0.6)
Bogotá	7	1997q4 (0.42)	2006q3 (0.68)	-4.37	-5.67 (0.4;0.6)
Cali	8	1995q3 (0.35)	2003q4 (0.60)	-4.23	-5.67 (0.4;0.6)
Medellín*	7	1998q2 (0.43)	2003q1 (0.57)	-5.38	-5.67 (0.4;0.6)
Manizales	6	1994q1 (0.31)	2000q2 (0.49)	-4.72	-5.59 (0.2;0.4)
Pasto	7	1992q4 (0.27)	2001q2 (0.51)	-4.75	-5.74 (0.2;0.6)

* En paréntesis se encuentra el porcentaje de la muestra en donde se ubica el quiebre.

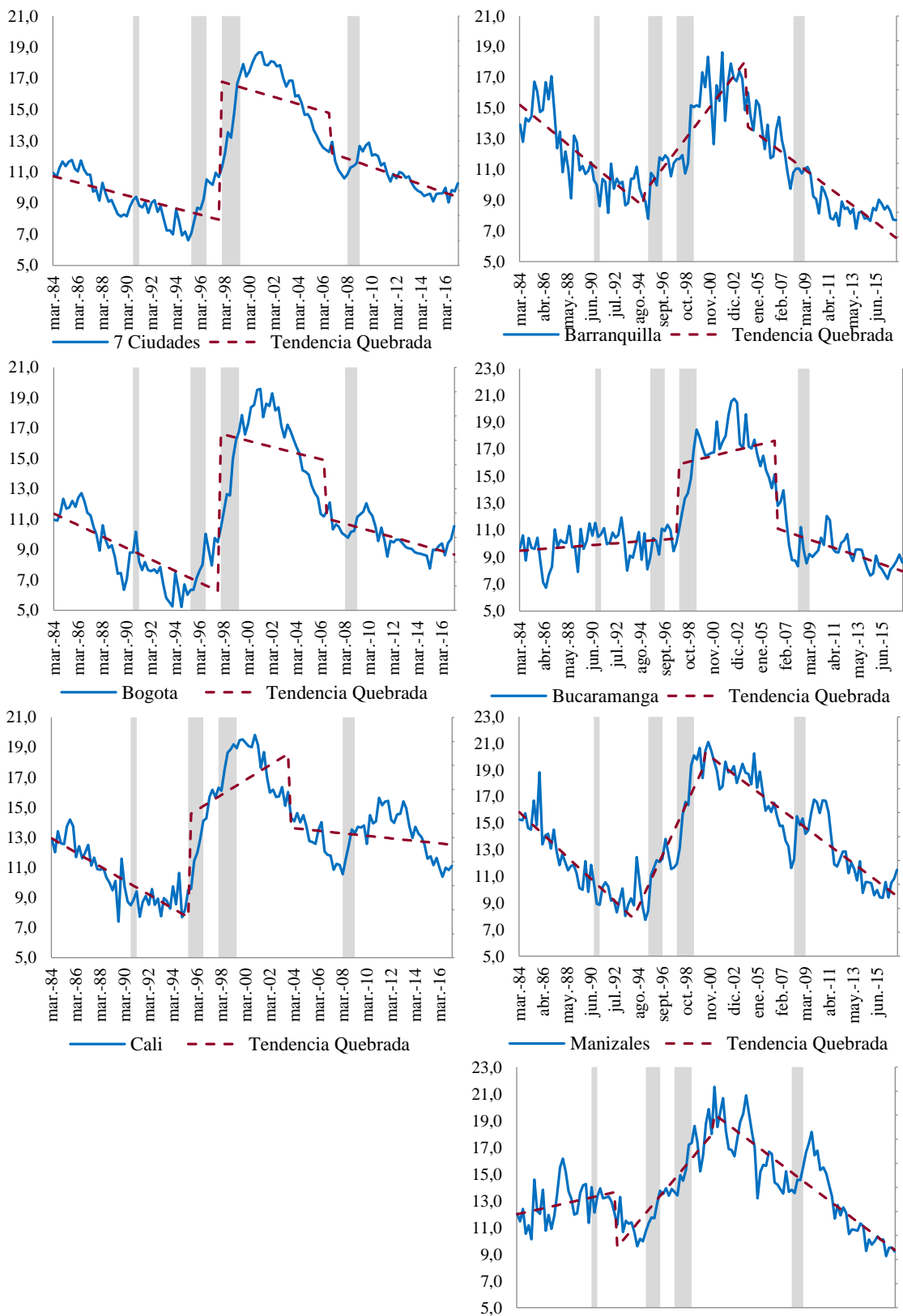
Fuente: Elaboración propia

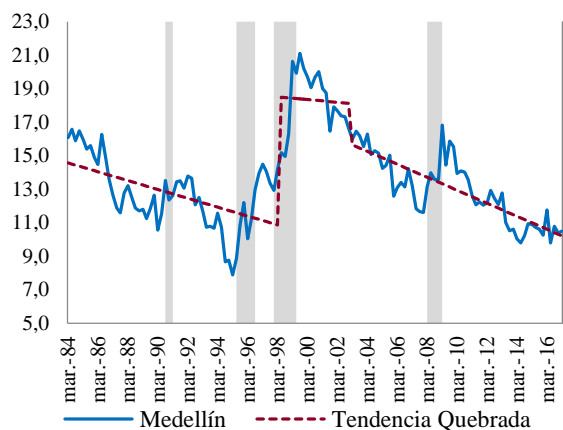
Dado que los dos quiebres estructurales fueron significativos para cada una de las ciudades, se estima una tendencia quebrada por medio de Mínimos Cuadrados

Ordinarios (MCO) teniendo en cuenta los quiebres identificados previamente. En el Gráfico II se muestra que los comportamientos de las tasas versus la tendencia quebrada presentan regularidades y diferencias en cada una de las ciudades.

Por ejemplo, durante el periodo previo al primer choque estructural las TD se caracterizan por tener una tendencia decreciente, exceptuando a Bucaramanga y Pasto; no obstante, después del primer quiebre todas las TD presentan aumentos en su nivel o tendencia.

Gráfico II: Tasas de Desempleo con Tendencias Quebradas.





Fuente: Arango et al., (2008) y DANE (2017). Elaboración propia.

Es decir que a pesar de las tendencias anómalas propias del primer periodo, las tasas de desempleo durante los últimos años han tenido un comportamiento más homogéneo. La prueba de raíz unitaria con dos cambios estructurales permite concluir que en la mayoría de los casos, exceptuando Barranquilla, la tasa de desempleo tiene un comportamiento histórico; lo que subraya la importancia de realizar estudios desagregados sobre el mercado laboral colombiano que permitan evidenciar la heterogeneidad propia del este mercado.

Estos resultados son similares a los obtenidos por Echavarría et al., (2013), quienes al aplicar la prueba de Lee-Strazicich a la tasa de desempleo de las siete ciudades, con un quiebre estructural durante 1995q2 y 2001q3, encuentran evidencia de histéresis en las tasas. Acorde con su estudio, el alto nivel de la TD en Colombia a finales de los noventa se debe principalmente a choques demográficos que incentivaron el aumento de la oferta laboral, la cual no se vio compensada por parte de la demanda, generando así un ajuste por cantidades (trabajadores) dada la existencia de rigideces salariales en el mercado laboral. Este argumento es complementado con el trabajo Arango (2013) en donde se evidencia que las regulaciones y rigideces del mercado laboral son las mismas para cada una de las ciudades estudiadas.

b. Convergencia vs. Divergencia

Acorde con los resultados presentados anteriormente, las tasas de desempleo presentan un comportamiento histórico, es decir que los choques tendrán un comportamiento persistente. A la luz de estos resultados es importante evaluar si las diferencias entre las tasas de desempleo también se caracterizan por comportamiento.

Una primera aproximación a esta pregunta puede ser dada mediante el análisis de la distribución la estacionariedad de las tasas relativas de desempleo. Es decir que, si las

diferencias de la TD son estacionarias entonces los choques sobre las diferencias serán transitorios y habrá convergencia estocástica.

Si las diferencias de las tasas de desempleo son estacionarias, los choques en estas diferencias no serán permanentes y hay convergencia estocástica. En caso contrario, un choque en el diferencial se mantendrá indefinidamente. En las Tablas VI se encuentran los resultados de las pruebas ADF sobre las tasas relativas de desempleo; dentro de los principales resultados se evidencia que Pasto es la única ciudad que presenta divergencia estocástica. Este resultado también se mantendría para Cali con un 10 por ciento de significancia.

Tabla VI: Pruebas de Raíz Unitaria Dickey Fuller
Tasas Relativas de Desempleo

Ciudad	k	Determinística	Estadístico	Valores críticos 5%
Barranquilla	1	Tendencia	-3.69	-3.44
Bucaramanga	1	Ninguna	-2.60	-1.94
Bogotá	1	Constante	-3.20	-2.88
Cali*	1	Ninguna	-1.91	-1.94
Medellín	1	Ninguna	-1.98	-1.94
Manizales	2	Constante	-3.70	-2.88
Pasto	4	Tendencia	-2.49	-3.45

* Se rechaza la hipótesis nula al 10% de significancia

Fuente: Elaboración propia

Los anteriores resultados son similares a los arrojados por las pruebas de Phillips-Perron y GLS-ADF, cuyos resultados se encuentran en el Anexo II. Sobre estos resultados, resulta interesante que para la ciudad de Cali la prueba de GLS-ADF no rechaza la hipótesis nula al 5 por ciento pero sí al diez, y en el caso de la prueba Phillips-Perron sí se rechaza al 5 por ciento. Para Medellín, la prueba Phillips-Perron solo rechaza la hipótesis nula a un nivel del 10 por ciento, mientras que con la pruebas GLS-ADF no se rechaza al 10 por ciento. Lo anterior indica la posibilidad de que la tasa relativa de desempleo de Cali y Medellín sean procesos cercanos a la raíz unitaria.

Si bien estos resultados apoyan la hipótesis de convergencia entre las TD de las ciudades, no brindan mayores luces sobre cuál es la forma en que se converge. Con el fin de identificar si las tasas de desempleo de diferentes ciudades convergen a una misma tasa o si existe una relación de equilibrio entre ellas, se realizan las pruebas

descritas en las ecuaciones (12), (13) y (14). Los resultados de estas son descritos en la Tabla VII.

Acorde con los resultados de la Tabla VI, se encuentra que error ω_t para cada ciudad es un proceso estacionario, es decir que los choques no desvían a las $TRD_{i,t}$ de sus procesos determinísticos. Por otro lado, Cali y Bogotá no presentan evidencia de convergencia, puesto que sus diferencias se amplifican a lo largo del tiempo. No obstante, las ciudades de Barranquilla, Bucaramanga, Medellín, Manizales y Pasto se caracterizan por tener convergencia absoluta, aunque para la validación de estos resultado se debe identificar si la TRD_i^E es estadísticamente significativa.

Dado que el R-cuadrado en algunas ciudades es muy bajo, se hace uso de las pruebas propuestas por Levin et al., (2002) con el fin de determinar si las TRD son estacionarias, los resultados son presentados en la Tabla VIII.

Tabla VII: Resultados sobre Beta Convergencia.

Ciudad	Constante	Tendencia	R-Cuadrado
Barranquilla	30.55 (1.92)	-0.43 (0.02)	0.64
Bucaramanga	9.32 (3.91)	-0.15 (0.04)	0.10
Bogotá	-3.36 (1.59)	-0.05 (0.02)	0.04
Cali	9.20 (1.95)	0.05 (0.02)	0.01
Medellín	32.95 (1.47)	-0.22 (0.01)	0.43
Manizales	23.61 (1.87)	-0.09 (0.02)	0.09
Pasto	28.80 (3.38)	-0.14 (0.03)	0.11

Fuente: Elaboración propia

Luego de encontrar evidencia a favor de la hipótesis de convergencia estocástica mediante el uso del test propuesto por Levin et al., (2002), se estiman las regresiones pooled, las cuales son resumidas en las Tabla IX.

Tabla VIII: Prueba de Raíz Unitaria Levin et al., (2002).

Tasas Relativas de Desempleo

Determinística	k	$\hat{\rho} - 1$	estadístico	p-value
Constante y tendencia	2	-0.164	-3.633	0.000
Constante individual	2	-0.113	-2.669	0.004
Sin constante	2	-0.062	-4.568	0.000

Fuente: Elaboración propia

Los resultados presentados en la Tabla IX muestran evidencia a favor de la hipótesis de convergencia condicional en las tasas de desempleo. Los efectos fijos son significativos en su conjunto, sugiriendo la presencia de factores que impiden la movilidad de la fuerza laboral entre ciudades. Algunos de estos podrían estar relacionados con las diferencias presentes en el salario real por ciudad, altos costos de movilidad, existencia de preferencias por parte de los individuos a características exógenas (clima, entorno familiar, y cultura), asimetrías de información, entre otros.

Con respecto a la hipótesis de diferenciales salariales, Galvis (2010) argumentó que estas diferencias eran persistentes, por lo que no se daba una disminución de las brechas salariales. Este argumento podría en parte explicar porque hay diferencias significativas y estables entre las TD de las principales siete ciudades en Colombia.

Tabla IX: Resultados Estimación Pooled
Tasa Desempleo Relativa

Ciudad	Coefficiente	Convergencia
Barranquilla	0.000 (0.99)	Absoluta
Bucaramanga	0.001 (0.89)	Absoluta
Bogotá	-0.012 (0.12)	Absoluta
Cali	0.023 (0.00)	Condicional
Medellín	0.031 (0.00)	Condicional
Pasto	0.035 (0.00)	Condicional
L1.TRD	0.810 (0.00)	

Fuente: Elaboración propia

Aunque los resultados de las regresiones pooled arrojan resultados interesantes, su estimación implicó asumir el mismo patrón de persistencia para cada una de las ciudades, lo cual podría ser una debilidad. Por esta razón, se estimaron modelos auto regresivos con media móvil (ARMA) para las tasas relativas de desempleo, con el fin de analizar aspectos adicionales sobre la convergencias.

Tabla X: Estimaciones ARMA
Tasa Relativa de Desempleo

Ciudad	Constante	Suma		Ljung-Box	p-value
		AR	MA		Jarque Bera

Barranquilla	0.012 (0.07)	0.801	0.792	0.279	0.638
Bogotá	-0.048 (0.04)	0.962	-0.604	0.056	0.068
Bucaramanga	-0.019 (0.07)	0.884	0.043	0.958	0.118
Cali	0.122 (0.06)	0.911	0.000	0.095	0.667
Manizales	0.180 (0.04)	0.772	0.391	0.239	0.065
Medellín	0.185 (0.06)	0.913	0.276	0.717	0.603
Pasto	0.128 (0.11)	0.937	0.042	0.744	0.086

* Desviaciones estándar entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia

En los modelos ARMA se puede evaluar la estacionariedad de una variable a partir de la significancia estadística de su constante determinística. Mientras que para el análisis de convergencia es posible utilizar las vidas medias implícitas de las pruebas de raíz unitaria y las funciones impulso respuesta. Las estimaciones ARMA se encuentran resumidos en el Anexo III, adicionalmente la Tabla X reporta las constantes estimadas, la suma de los coeficientes auto regresivos y de media móvil, los valores p de las pruebas de auto-correlación Ljung-Box y Jarque Bera de normalidad.

Los resultados ARMA permiten evidenciar que en las ciudades de Cali, Manizales y Medellín hay evidencia de un diferencial positivo y significativo en las tasas de desempleo. Al contrastarlos con los presentarlos por la regresión pooled, sólo se encuentran discrepancias para la ciudad de Pasto, en dónde el proceso ARMA identifica convergencia absoluta. Por otro lado, la suma de los componentes ARMA presenta valores cercanos a la unidad, lo cual indica la existencia de procesos con memoria larga que tienen cierta persistencia.

Tabla XI: Vida media de un choque sobre la tasa de desempleo

Ciudad	$\hat{\rho} - 1$	ϕ	Vida Media
<i>Vida Media Implícita Levin et al. (2002)</i>			
<i>Tendencia y constante</i>	-0.164	0.836	3,89
<i>Constante</i>	-0.113	0.887	5,78
<i>Ninguna</i>	-0.062	0.938	10,82
<i>Vida Media Implícita ADF</i>			
Barranquilla	-0.278	0.722	2.126
Bucaramanga	-0.134	0.866	4.836
Bogotá	-0.188	0.812	3.333

Cali	-0.077	0.923	8.681
Medellín	-0.045	0.955	15.059
Manizales	-0.323	0.677	1.775
Pasto	-0.145	0.855	4.416

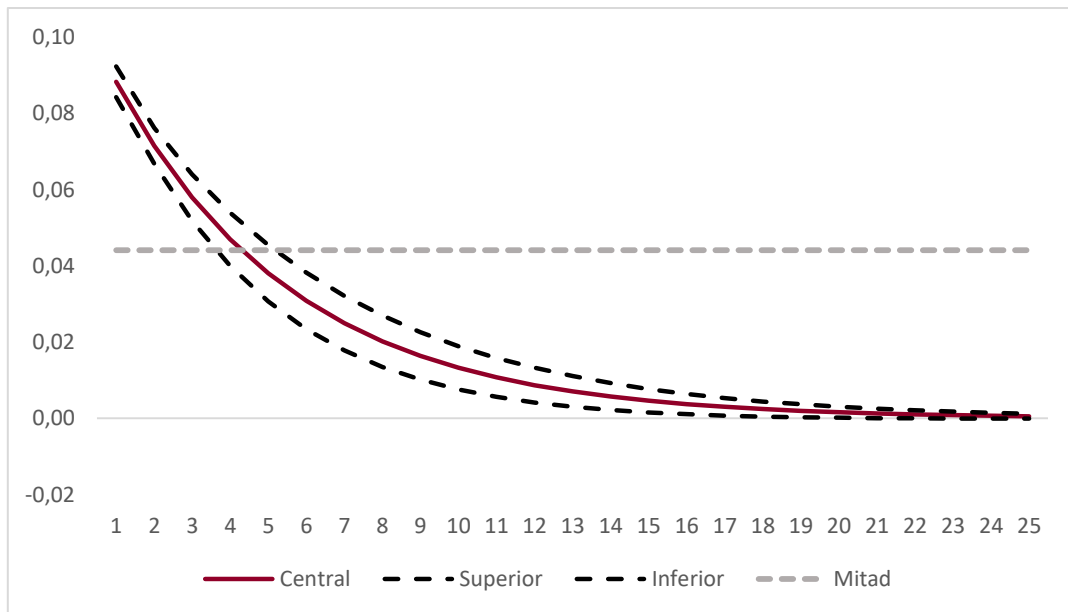
Fuente: Elaboración Propia

Por esta razón, se hace necesario identificar la rapidez de convergencia, entendiéndose como el número de periodos necesarios para que las diferencias en las TD, causadas por un choque exógeno, se reduzcan a la mitad. Dado que las pruebas de raíz unitaria de ADF y LCI se basan en testear $\rho < 0$, donde $\rho = \phi_i - 1$, entonces el coeficiente autorregresivo implícito de las pruebas ADF y LCI corresponde a $\rho + 1$. Estos resultados se resumen en la Tabla XI.

La vida media implícita acorde con la prueba LCI muestran que los choques para todas las ciudades se reducen a la mitad después de 3,89 trimestres (asumiendo que el proceso generado de datos tiene tendencia y constante), 5,78 trimestres (sólo constante) y 10,82 trimestres (sin variables determinísticas), ello nos da un indicio de que las diferencias se disminuirían en intervalo de un año y tres años. Sin embargo, los resultados de la ADF indican que estos periodos fluctúan entre ciudades, ciudades como Barranquilla, Bogotá y Manizales convergen relativamente rápido, puesto que se demoran menos de un año para disminuir el choque a la mitad; sin embargo otras pueden llegar a demorarse casi cuatro años.

Al analizar la función impulso respuesta de la regresión pooled, se pueden observar dos características importantes. Si bien la diferencia se disminuye a la mitad entre cuatro y cinco trimestres, la diferencia generada por el choque es significativa durante los primeros cinco años posteriores al choque. Esto significa que a pesar de que las diferencias disminuyan a lo largo del tiempo, los choques siguen siendo importantes en el corto y mediano plazo. Los impulsos-respuesta correspondientes a los ARMA de cada ciudad se presentan en el Anexo III.

Gráfico III: Impulso-Respuesta Regresión Pooled.



Fuente: Elaboración propia.

VI. Conclusiones

En el presente trabajo se estudió el comportamiento de la TD de las principales siete ciudades en Colombia, durante el periodo comprendido entre 1984 y 2017. A partir de las pruebas realizadas se encontró que el mercado colombiano se caracteriza por presentar procesos históricos en sus tasas de desempleo; conclusión que se mantiene al considerar choques estructurales durante el periodo de estudio.

Con base en la persistencia que tienen los choques sobre las tasas de desempleo, se indaga si las diferencias de la TD entre ciudades son estables o no a lo largo del tiempo. Los principales resultados validan la existencia de convergencia estocástica para la mayoría de las ciudades, significando que los choques sobre las diferencias de las TD se disminuyen a lo largo del tiempo. Este comportamiento resulta ser una condición necesaria para que haya fenómenos de convergencia condicionada (diferencias estables) o absoluta (mismas tasas de desempleo en el largo plazo).

Respecto al tipo de convergencia que poseen las tasas de desempleo se encuentra evidencia a favor de la presencia de convergencia condicional, puesto que existen diferencias estables entre las tasas de desempleo, siendo este comportamiento particular de Cali, Manizales, Medellín y Pasto, quienes poseen diferencias positivas con respecto a la tasa de desempleo de las siete ciudades.

Finalmente, se observa que las ciudades en promedio tardan dos años, aproximadamente, en diluir a la mitad el choque recibido. Barranquilla se caracteriza

por ser la ciudad que más rápido converge, siendo esta de dos años, mientras que Medellín tarda alrededor de cuatro años.

Los anteriores resultados muestran que el mercado laboral colombiano se caracteriza por ser histórico y convergente, esto significa que las tasas de desempleo dependen de su historia así como los choques tienen efectos de largo plazo. Este comportamiento implicaría la posibilidad de que no se pueda hablar de una NAIRU constante en el tiempo, lo cual dificultaría el que hacer de la política macroeconómica, en especial lo referente al marco de inflación objetivo.

Ahora bien, en la segunda parte del trabajo se muestra que las tasas de desempleo en Colombia presentan convergencia estocástica, lo cual significaría que las diferencias entre las tasas de desempleo están reguladas por una relación de largo plazo y un choque sobre estas diferencias no será persistente. Sin embargo, la presencia de diferencias estables en el largo plazo, tiene como implicación que las ciudades de Cali, Manizales, Medellín y Pasto tenderán a ser mayores que la tasa de desempleo total, sugiriendo la existencia de factores que inhiben la migración de estas ciudades hacia otras con menores tasas de desempleo.

El fenómeno de histéresis y convergencia condicional encontrado en el mercado laboral colombiano, para las principales siete ciudades, coincide con lo encontrado en la literatura. Las explicaciones económicas sobre la presencia de estos fenómenos se asocian a la existencia de rigideces en el mercado laboral. En el caso del fenómeno de histéresis la teoría de insiders-outsiders sugiere que los salarios negociados solo garantizan el empleo de los ya empleados y no permiten la inclusión de nuevos trabajadores. Mientras que la convergencia condicional, se explica por la existencia de diferenciales salariales, altos costos de movilidad y la falta de información e integración en el mercado laboral de las ciudades.

Los resultados obtenidos en este trabajo sugieren la necesidad de realizar mayores estudios que permitan identificar cuáles son las principales rigideces en el mercado laboral colombiano. Así como un mejor esfuerzo por parte de las instituciones gubernamentales que permitan a la fuerza laboral disponer de la mayor información sobre vacantes para así ayudar a fomentar la movilidad del trabajo a través de ciudades. Sumado a esto, se aconsejaría crear proyectos que capaciten a la población en edad de trabajar en diferentes áreas del conocimiento, con el fin de disminuir la duración del desempleo. Finalmente, se subraya la necesidad de brindar educación de alta calidad a

la población con el fin de disminuir las brechas de productividad entre las diferentes regiones del país.

VII. Bibliografía

- Arango, L. E., Parra, F.F y Pinzon, A.J (2015); “El ciclo económico y el mercado de trabajo en Colombia: 1984 - 2014”, Borradores de Economía” (B. de la R.), No. 911.
- Arango, L. E., y Posada C.E. (2001); “El desempleo en Colombia”, Borradores de Economía” (B. de la R.), No. 176.
- Arango, L.; A. García, y C. Posada (2006); “La metodología de la Encuesta Continua de Hogares y el empalme de las series del mercado laboral urbano de Colombia”, Borradores de Economía, No. 410. Banco de la República
- Bayer, C., & Juessen, F. (2007). Convergence in West German regional unemployment rates. *German Economic Review*, 8, 510–535.
- Blanchard, O., & Katz, L. (1992). Regional evolutions. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1–75.
- Blanchard, O., & Summers, L. (1986). Hysteresis and the European unemployment problem. In S. Fischer (Ed.), *NBER macroeconomics annual*. Cambridge: MIT Press.
- Breuer, J.B., McNown, R. and Wallace, M.S., (2001). ‘Misleading inference from panel unit-root tests with an illustration from purchasing power parity’, *Review of International Economics*, 9(3): 482–93.
- Camarero, M., & Tamarit, C. (2004). Hysteresis vs. natural rate of unemployment: New evidence for OECD countries. *Economics Letters*, 84, 413–417.
- Carlino, G., & Mills, L. (1993). Are U.S. regional economies converging? A time series analysis. *Journal of Monetary Economics*, 32, 335–346.
- Correa, J., Castro, J., Bríñez, O., Posso, C., Oviedo, Y. (2006). Histéresis en el desempleo en Colombia o presencia de cambio estructural. Documentos de trabajo-CIDSE, 2006. Universidad del Valle. Cali, Colombia.
- Dickey, P.A. and Fuller, W.A., (1979). ‘Distribution of the estimators for autoregressive time-series with a unit root’, *Journal of American Statistical Association*, 74:427–31.

- Echavarría, J.J., López, E., Ocampo S., y Rodríguez, N (2012) Choques, instituciones laborales y desempleo en Colombia en: El mercado de trabajo en Colombia: Hechos, tendencias e instituciones. Banco de la República, 753-789
- Elliott, G., Rothenberg, T. y Stock J.H (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica* 64, 813-836.
- Furuoka, F. (2012). Unemployment Hysteresis in the East Asia-Pacific Region: New Evidence from MADF and SURADF Tests. *Asian-Pacific Economic Literature*, 26(2), 133-143.
- Friedman, M. (1968). The role of monetary policy. *American Economic Review*, 58, 1–17.
- Galvis, L., (2010) Comportamiento de los salarios reales en Colombia: Un análisis de convergencia condicional, 1984-2009. Documentos de Trabajo sobre Economía Regional, No. 127, Banco de la República, Cartagena.
- Gamarra J. R. (2005) ¿Se comportan igual las tasas de desempleo de las siete principales ciudades colombianas? Documentos de Trabajo Sobre Economía Regional, No. 55, Banco de la República, Cartagena.
- Gomes, F. R., & da Silva, C. G. (2009). Hysteresis versus NAIRU and Convergence versus Divergence: The Behavior of Regional Unemployment Rates in Brazil. *Quarterly Review Of Economics And Finance*, 49(2), 308-322.
- Guataquí, J. C. (1999) “Estimaciones de la Tasa Natural de Desempleo en Colombia. Una revisión”. Cuadernos del CIDE. No. 7. diciembre 1999.
- Heano, M., y Rojas, N. (1998) La tasa natural de desempleo en Colombia. En: Archivos de macroeconomía, Departamento Nacional de Planeación, documento 089. Bogotá, Colombia
- Jaeger, A., & Parkinson, M. (1994). Some evidence on hysteresis in unemployment rates. *European Economic Review*, 38, 329–342.
- Lee, J., & Strazicich, M. C. (2003). Minimum LM unit root test with two structural breaks. *The Review of Economics and Statistics*, 85, 1082–1089.
- Levin, A., Lin, C., & Chu, C. J. (2002). Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. *Journal Of Econometrics*, 108(1), 1-24.
- Lumsdaine, R., & Papell, D. (1997). Multiple trend breaks and the unit-root hypothesis. *Review of Economics and Statistics*, 79, 212–218.
- Marston, S. (1985). Two views of the geographic distribution of unemployment. *Quarterly Journal of Economics*, 100, 57–79.

- Maurer M., Nivia D (1994) “La histéresis en el desempleo colombiano”, Cuadernos de Economía, Universidad Nacional de Colombia.
- Montes, A. y Gaviria, J. (2007) Análisis de convergencia entre las tasas de desempleo de las siete principales áreas metropolitanas y la de Colombia, periodo 1985-2005. Revista Panorama Económico. Universidad de Cartagena.
- Newey, W.K. & West, K. D (1987) A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55, 703-8.
- Phelps, E. (1994). *Structural slumps: The modern equilibrium theory of unemployment, interest, and assets*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Phillips, P. C. B., and P. Perron (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75, 335-346.
- Sarno, L. and Taylor, M. (1998): “Real exchange rates under the recent oat: unequivocal evidence of mean reversion”, *Economics Letters*, vol. 60, 131-137.
- Smyth, R. (2003). Unemployment Hysteresis in Australian States and Territories: Evidence from Panel Data Unit Root Tests. *Australian Economic Review*, 36(2), 181-192.
- Song, F., & Wu, Y. (1998). Hysteresis in unemployment: Evidence from OECD countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 38, 181–192.
- Strazicich, M. C., Lee, J., & Day, E. (2004). Are incomes converging among OECD countries? Time series evidence with two structural breaks. *Journal of Macroeconomics*, 26, 131–145.
- Tamayo, J. (2008). “La tasa natural de desempleo en Colombia y sus determinantes”, Borradores de Economía, núm. 491, Banco de la República.
- Yarce, W. (2000). “El desempleo y la tasa natural de desempleo: algunas consideraciones teóricas y su estado actual en Colombia”, *Lecturas de Economía*, núm. 52, pp. 87-112
- Zivot, E., & Andrews, D. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock and the unit root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 251–270.

VIII. Anexos

Anexo 1: Pruebas de Raíz Unitaria Elliot-Rothenberg y Phillips-Perron sobre las Tasas de Desempleo de las Siete Ciudades

Ciudad	Elliot-Rothenberg-Stock			Phillips-Perron		
	Especificación		Estadístico	Especificación		Estadístico
	<i>k</i>	Determinística		<i>k</i>	Determinística	
7 ciudades	0	Tendencia	-1.02	6	Ninguna	-0.43
Barranquilla	1	Tendencia	-2.06	4	Constante	-2.10
Bucaramanga	1	Tendencia	-1.49	8	Constante	-1.78
Bogotá	0	Constante	-1.36	3	Ninguna	-0.46
Cali	1	Constante	-1.22	1	Constante	-1.49
Medellín	0	Tendencia	-2.15	1	Constante	-2.05
Manizales	0	Constante	-2.05	12	Constante	-2.15
Pasto	0	Tendencia	-2.38	9	Constante	-2.20

1. *k* es el Bandwidth seleccionado con el método Newey-West (1984) a partir del Kernel de Barnett. * Significativa al 5 por ciento.

Fuente: Elaboración propia

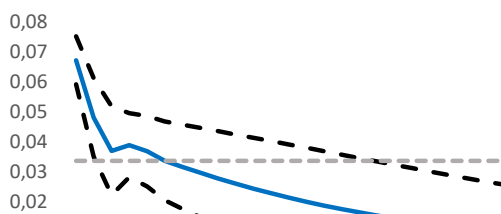
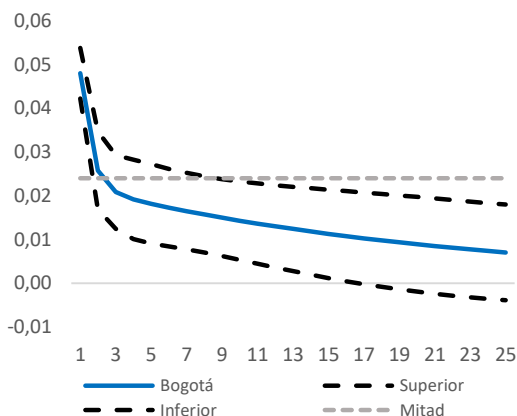
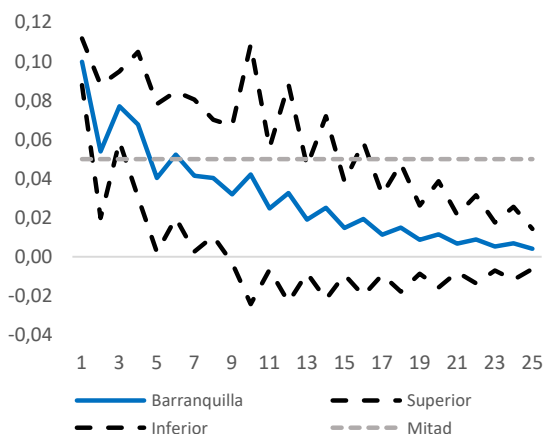
Anexo 2: Pruebas de Raíz Unitaria Elliot-Rothenberg y Phillips-Perron sobre las Tasas Relativas de Desempleo

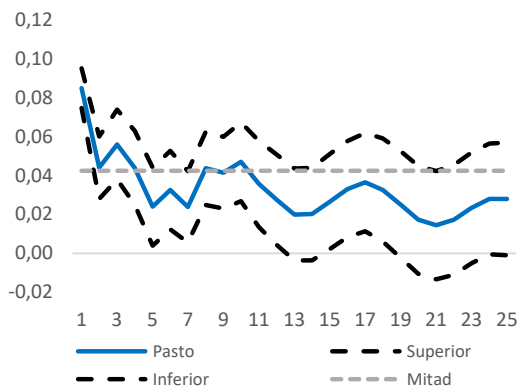
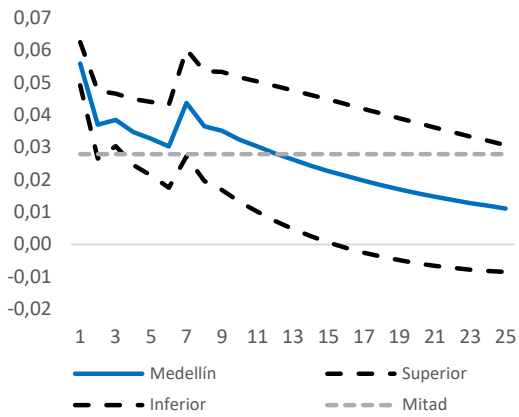
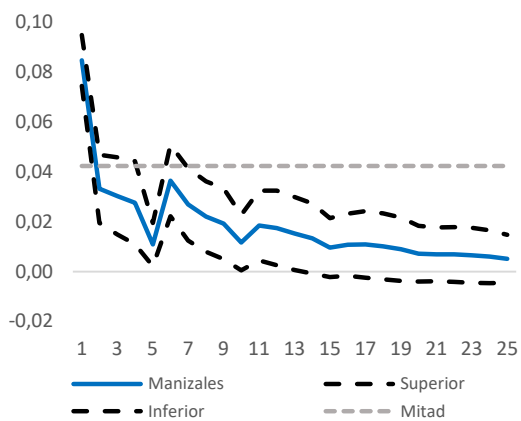
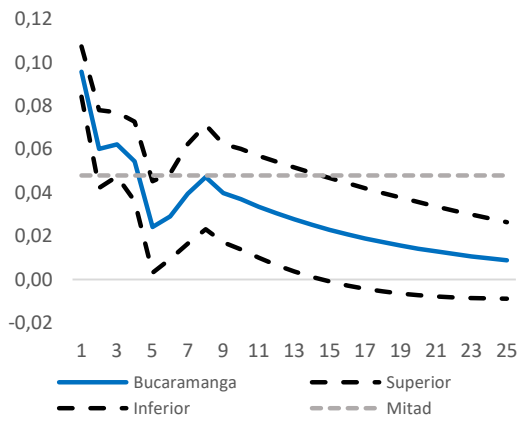
Ciudad	Elliot-Rothenberg-Stock			Phillips-Perron		
	Especificación		Estadístico	Especificación		Estadístico
	<i>k</i>	Determinística		<i>k</i>	Determinística	
Barranquilla	1	Tendencia	-3.592**	4	Constante	-5.790**
Bucaramanga	1	Tendencia	-2.348**	8	Constante	-3.297**
Bogotá	0	Constante	-3.961**	3	Ninguna	-3.728**
Cali	1	Constante	-1.920*	1	Constante	-3.726**
Medellín	0	Tendencia	-2.684	1	Constante	-3.362*
Manizales	0	Constante	-4.229**	12	Constante	-6.406**
Pasto	0	Tendencia	-2.104**	9	Constante	-3.800**

k es el Bandwidth seleccionado con el método Newey-West (1984) a partir del Kernel de Barnett. Significativa al *5%, **10%.

Fuente: Elaboración propia

Anexo 3: Impulso – Respuesta modelos ARMA





Fuente: Elaboración propia.

Tabla XX: Procesos ARMA
Tasas relativas de desempleo

Barranquilla		Bogotá		Bucaramanga		Cali		Manizales		Medellín		Pasto	
C	0.012 (0.07)	C	-0.048 (0.04)	C	-0.019 (0.07)	C	0.122 (0.06)	C	0.180 (0.04)	C	0.185 (0.06)	C	0.128 (0.11)
AR(2)	0.784 (0.09)	D1_BO	-0.176 (0.04)	AR(1)	0.628 (0.09)	D1_CA	-0.237 (0.061)	AR(1)	0.392 (0.08)	AR(1)	0.663 (0.09)	AR(1)	0.879 (0.16)
AR(11)	0.017 (0.07)	AR(1)	1.141 (0.22)	AR(2)	0.256 (0.09)	D2_CA	0.200 (0.06)	AR(5)	0.380 (0.08)	AR(2)	0.250 (0.09)	AR(2)	0.422 (0.23)
MA(1)	0.543 (0.18)	AR(2)	-0.179 (0.19)	MA(4)	-0.271 (0.09)	D3_CA	0.331 (0.05)	MA(2)	0.205 (0.09)	MA(6)	0.276 (0.09)	AR(3)	-0.952 (0.19)
MA(3)	0.249 (0.11)	MA(1)	-0.604 0.186	MA(6)	0.157 (0.09)	AR(1)	0.716 (0.09)	MA(3)	0.186 (0.09)			AR(4)	0.093 (0.23)
MA(4)	-0.249 (0.30)			MA(7)	0.157 (0.09)	AR(2)	0.038 (0.11)					AR(5)	0.495 (0.14)
MA(6)	0.145 (0.30)					AR(3)	0.158 (0.09)					MA(1)	-0.360 (0.18)
MA(9)	0.103 (0.22)											MA(2)	-0.219 (0.16)
												MA(3)	0.671 (0.16)
												MA(4)	-0.050 (0.17)

Fuente: Elaboración propia

D1_BO es una variable dummy con valor de 1 en 1984Q4, D1_CAL en 1989Q3, D2_CAL en 1989Q4 y D3_CAL en 1994