



Cascadas - Gutiérrez

*La convergencia de las tasas
de desempleo en las regiones
colombianas, 2001 – 2010*

SÍNTESIS:

Dada la importancia del estudio del desempleo por regiones, el objetivo de este artículo es presentar los resultados de un ejercicio de contrastación de la hipótesis de existencia de tendencias comunes y procesos de convergencia entre las tasas de desempleo colombianas en el período 2001-2010, a través de la metodología de Cointegración y tomando series mensuales de la encuesta continua de hogares del DANE. Se concluye que las series de desempleo de las áreas metropolitanas guardan una relación estable de largo plazo entre ellas; sin embargo, se evidencia que la misma no es rígida debido a que las variables de empleo están sometidas a choques exógenos que alteran transitoriamente su trayectoria de equilibrio.

DESCRIPTORS: Convergencia, desempleo, economía regional

Clasificación JEL: E24; P25; R23

ABSTRACT:

Given the importance of studying regional unemployment, the purpose of this article is to present the results of contrasting the hypothesis of the existence of common trends and processes of convergence between the rates of unemployment in Colombia in the period 2001–2010. To this end, the article uses cointegration methodology and the monthly series of DANE surveys of households. The article concludes that the series of unemployment rates in the metropolitan areas maintains a stable long-term relation between them. However, it is evident that the relation is not rigid, because employment variables are subject to exogenous shocks that temporarily alter its equilibrium path.

DESCRIPTORS: Convergence, unemployment, regional economy.

JEL Classification : E24; P25; R23

La convergencia de las tasas de desempleo en las regiones colombianas, 2001 – 2010



Mario Alberto Gaviria Ríos¹
Carlos Andrés Ballesteros Ruíz²

Unemployment Rate Convergence in Colombian Regions, 2001–2010

Primera versión recibida el 3 de Octubre de 2010; versión final aprobada el 4 de Diciembre de 2010.

Para citar este artículo: Gaviria Ríos Mario Alberto, Ballesteros Ruíz Carlos Andrés. (2010) “La convergencia de las tasas de desempleo en las regiones colombianas, 2001-2010”. En: Gestión y Región. N.º. 10, (julio-diciembre, 2010); pp. 79-104.

Convencionalmente, el estudio del fenómeno de la convergencia se ha centrado en la reducción de las diferencias de ingreso per cápita entre países y regiones. Sin embargo, de manera reciente han surgido diversos trabajos a nivel nacional e internacional que tratan el tema de la convergencia en otro tipo de variables como la tasa de desempleo (Gamarra, 2006; Moral de Blas, 2005; Llorente, 2005; De Espínola y Fernández, 2001; Román y Moral de Blas, 2000; Avilés y otros, 1997; Torres y Villalba, 1997).

Adicional al ejercicio empírico, el estudio de la convergencia en las tasas de desempleo de las economías regionales conlleva a explicar las razones por las cuales pueden existir diferencias persistentes en esas tasas de desempleo y favorecer la labor de plantear y ejecutar políticas públicas más pertinentes. Históricamente se han concebido políticas dirigidas a reducir los niveles nacionales de desempleo, en donde existen de por medio factores propios de cada región que hacen reaccionar de manera diferente a la tasa de desempleo regional frente a la ejecución de dichas políticas, de tal manera que los resultados son prácticamente no significativos o nulos (Gamarra, 2006), por lo que resulta importante analizar la tasa de desempleo desde una perspectiva regional.

En ese orden, Elhorst (2003) plantea tres razones por las cuales es importante analizar las variables de empleo desde una perspectiva regional. La primera tiene relación con el tamaño de las diferencias de comportamiento entre regiones, por lo que muchas veces esas diferencias son mayores que las observadas entre los países, lo cual es preocupante si se tiene en cuenta la homogeneidad de la legislación que cubre cada región. Al respecto, según estadísticas del DANE (2009), en mayo de 2009 Pereira y su área metropolitana presentaban una tasa de desempleo superior en cerca de 8 puntos porcentuales al promedio de las 13 áreas metropolitanas y el doble de la de ciudades como Bogotá, Barranquilla, Cúcuta y

¹ Docente investigador grupo Crecimiento y Desarrollo Económico. Actualmente Vicerrector Académico de la UCPR.

² Estudiante del programa de Economía de la UCPR.

Bucaramanga; diferencias que resultan igualmente significativas en indicadores laborales como la Tasa General de Participación, la Tasa de Ocupación y las Tasas de subempleo.

La segunda razón que anota Elhorst, es la falta de explicaciones que se ofrecen desde la macroeconomía para justificar las desigualdades entre regiones. Desde la perspectiva neoclásica y bajo condiciones ideales (alta elasticidad, precio de la demanda, recursos perfectamente móviles y simetría en la disponibilidad de información para inversionistas y trabajadores sobre el precio de los factores), el mercado por sí solo debería eliminar las diferencias en los niveles de desempleo de las regiones por medio de la libre movilidad de factores.

Por último, Elhorst menciona que la reducción de las diferencias regionales tendría un efecto positivo sobre el producto, dado un uso más eficiente del potencial humano y una reducción en las distintas entidades territoriales de fenómenos de subempleo objetivo y subjetivo.

A ello se suma el hecho de que, como señala Byers (1991), para la variable desempleo pueden existir factores comunes a todas las regiones, que determinan el comportamiento de largo plazo, mientras que las diferencias observadas obedecen a la acción de efectos propios de cada región. En igual sentido, Marston (1985) argumenta que las disparidades en la tasa de desempleo de las regiones pueden obedecer a factores de corto y largo plazo. En el corto plazo, las desigualdades pueden surgir de las asimetrías en la forma como responde cada región a impactos de variables de orden nacional, es decir, a los ciclos económicos; en el largo plazo, las diferencias pueden obedecer a factores estructurales y/o institucionales.

Entonces, el reconocimiento de las posibles diferencias regionales en el comportamiento de las variables de empleo hace necesario el estudio del mercado laboral con perspectiva regional, el mismo que aporta a la construcción de una política pública más eficaz en su propósito de atender dicha problemática. Teniendo en cuenta la importancia del estudio del desempleo por regiones, el objetivo principal de este trabajo es contrastar la existencia de tendencias comunes y procesos de convergencia entre las tasas de desempleo colombianas, a través de la metodología de Cointegración en el período 2001-2010, tomando series mensuales. Para ello, en la primera parte se presentan los elementos teóricos de la convergencia en las tasas de desempleo; en la segunda parte se hace una revisión de la literatura empírica pertinente; posteriormente, se realiza una descripción del estado de las diferencias de las tasas de desempleo en Colombia; seguidamente, en el cuarto apartado se presentan la metodología y resultados obtenidos; finalmente se concluye.

Referente teórico sobre convergencia en las tasas de desempleo regional

La convergencia en las variables de empleo está relacionada, en gran medida, con la movilidad del factor trabajo entre regiones de un mismo país (Llorente, 2005).

Suponiendo perfecta movilidad interregional de los trabajadores, si en una economía territorial vecina existen vacantes, se producirá un desplazamiento de la mano de obra que tiende a reducir el desempleo en la economía de origen (Todaro, 1977). Esto puede observarse aun cuando en ambas economías exista desempleo pues, como señala Antolín (1995), las migraciones se producen en la comparación de los niveles de desempleo de origen y de destino, como indicador de la probabilidad de encontrar empleo. En los casos descritos, aunque no se alcance el equilibrio en ambas economías, sí se propicia un proceso de convergencia en el que el desempleo se mueve hacia un punto común.

Desde otra perspectiva se plantean distintos factores de disparidad regional en las variables de empleo. En primer lugar, se considera que las diferencias que presentan las regiones en términos de empleo, desempleo y participación laboral tienen su origen en distorsiones y fallos del mercado que impiden su ajuste. Entre ellos se cuenta la competencia imperfecta en los mercados de trabajo, generada, entre otras, por la existencia de barreras culturales, diversos problemas que surgen a la hora de canalizar la información (Gabriel et al, 1993, 1995; Llorente, 2005; Moral de Blas, 2005) y la presencia de factores microeconómicos que generan condiciones de desempleo permanente, como la demanda por una mayor especificidad en las cualificaciones de los empleados y formación de los trabajadores, y la existencia de contratos implícitos (Doeringer y Piore, 1971, 1985; Osterman, 1989; Blanchard y Summers, 1989; Llorente, 2004).

Desde la demanda del mercado laboral, la principal fuente de disparidad entre regiones está en las diferencias en su dinámica de crecimiento económico. Contrario a lo que defiende la teoría neoclásica, el enfoque de la causación acumulativa de Gunnar Myrdal (1957) considera que el crecimiento regional es un proceso desequilibrado, y prevé que una mayor dinámica surgida en una de las regiones no impulsa la de las colindantes, sino su mayor empobrecimiento relativo. En el mismo sentido, el enfoque de las aglomeraciones (Aznar y Vinas, 2005) considera que el crecimiento interregional desequilibrado no se resuelve con el mercado. Así, la mayor dinámica de unas regiones frente a otras se traduce en una capacidad heterogénea de generación de empleo que explica la presencia de disparidades en las tasas de ocupación.

En lo anterior es claro que existen argumentos teóricos, desde el enfoque de oferta, para esperar procesos de convergencia interregional en las tasas de desempleo, a la vez que razones socioculturales, microeconómicas y de demanda, que justifican la presencia de disparidades regionales en dichas magnitudes. En ese sentido, los avances en la discusión sobre convergencia siguen planteando un reto fundamentalmente empírico.

Revisión de la literatura empírica sobre convergencia en las tasas de desempleo regional

De manera reciente se ha desarrollado una serie de trabajos que han explorado la posibilidad de esperar procesos de convergencia en las tasas de desempleo regionales. Algunos de esos trabajos describen los factores que probablemente han incidido en el origen y persistencia de las diferencias en las tasas de desempleo regionales de Europa y los Estados Unidos (Paci, Pigliaro y Pugno, 2001; Basile y De Benedictis, 2004; Llorente, 2004; Filiztekin, 2007; Kunz, 2009),

Otros trabajos han partido de la hipótesis de existencia de procesos de convergencia en las tasas de desempleo regionales, particularmente en España. Entre ellos se encuentran los estudios de Aviles, Games y Torres (1997), de la Universidad de Málaga, que enfocan su ejercicio al estudio de la comunidad autónoma de Andalucía; Román y Moral de Blas (2000), que analizan la convergencia en las tasas de desempleo y ocupación entre la comunidad autónoma de Castilla y León y la economía española; Moral de Blas (2003 y 2004), quien intenta dar respuesta a la pregunta por la existencia de procesos de convergencia en las tasas de desempleo regionales de España; por último, Bayer y Juessen (2004), que estudian los procesos de convergencia en las regiones de Alemania Occidental.

Llorente (2005), por su parte, analiza la existencia del proceso de convergencia en los niveles de desempleo de los países que conforman la Unión Europea y la media de desempleo de la Unión Europea. Klepfish y Presman (2007) realizaron los test de convergencia en las tasas de desempleo de Israel a partir del modelo de corrección de Errores. Tyrowicz y Wójcik (2009) estudian el fenómeno de convergencia de las variables de empleo regional en Polonia, Eslovaquia y la República Checa.

En Colombia, los estudios sobre convergencia de las tasas de desempleo regionales son todavía escasos. Uno de esos trabajos es el de Gamarra (2006), quien realiza un análisis de los diferenciales de desempleo en siete ciudades colombianas (Bogotá, Medellín, Cali, Barranquilla, Bucaramanga, Manizales y Pasto). Se hace un análisis de cointegración de las tasas de desempleo para el período comprendido entre el primer trimestre de 1980 y el último de 2003, con el fin de evaluar la estabilidad del mercado laboral en Colombia.

Con las estimaciones realizadas por Gamarra se evidenció un proceso de convergencia en las tasas de desempleo de las regiones colombianas. Adicionalmente, se encontró la presencia de una relación directa entre el posicionamiento del nivel de desempleo y la velocidad de ajuste al promedio nacional. Entre los resultados se encontró que Medellín y Manizales, las ciudades estudiadas con mayor desempleo en el período analizado, evidenciaron la presencia de factores más rígidos que retardan el proceso de ajuste; mientras que

Bogotá, estando en la mejor posición, observó una ventaja con respecto al resto de las ciudades porque presentó un mayor dinamismo en el proceso de convergencia.

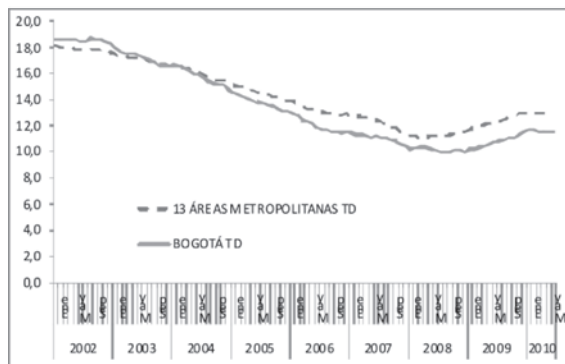
En general, la revisión de la literatura empírica sobre la convergencia en las tasas de desempleo regional deja claro que, mientras los procesos de convergencia condicional son factibles, es poco probable que se presenten procesos de convergencia absoluta. Sin embargo, en zonas como la europea, algunos de los estudios alcanzaron a evidenciar procesos de convergencia, por lo menos en una parte del período estudiado, por lo que no es adecuado negar plenamente la posibilidad de que exista convergencia absoluta en las variables de empleo.

Disparidades en las tasas de desempleo colombianas

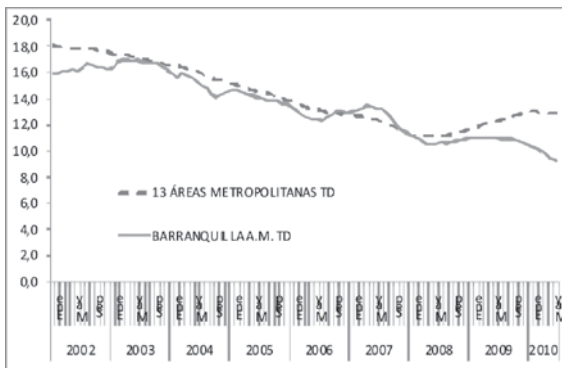
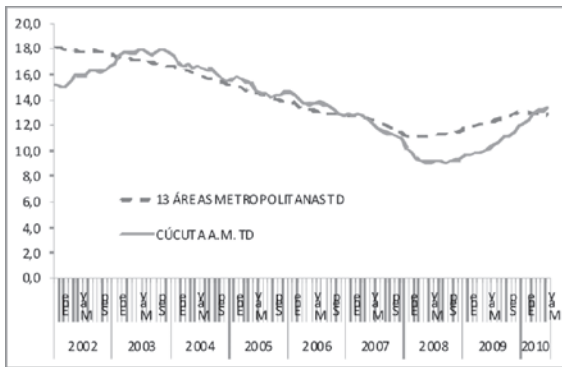
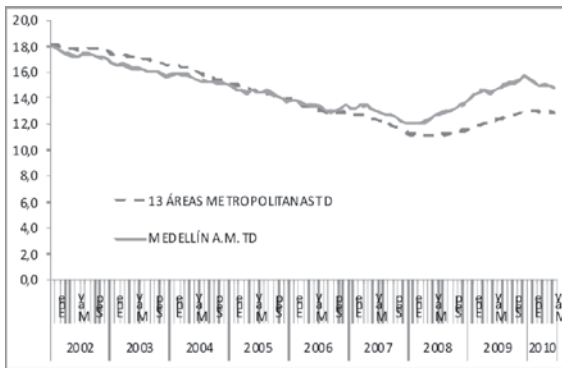
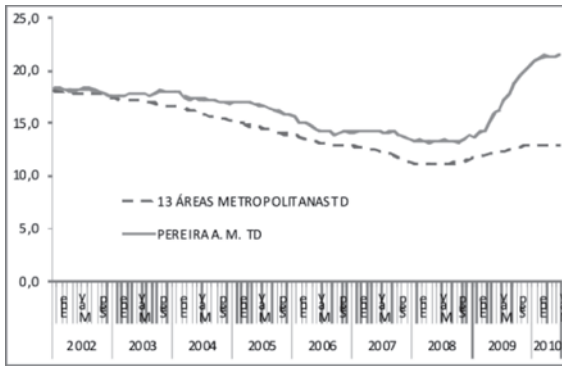
En el período reciente se han observado marcadas diferencias entre las tasas de desempleo de las áreas metropolitanas en Colombia³. Como se puede observar en la figura 1, mientras que las tasas de desempleo de Ibagué y Pereira tienden a permanecer en niveles bastante altos en comparación con las demás ciudades, alcanzando tasas cercanas al 20%, Bogotá y el área metropolitana de Villavicencio han mantenido los niveles más bajos de desempleo, con tasas inferiores al promedio nacional y a las demás regiones y promedios cercanos al 12%, exhibiendo así un diferencial promedio de 7,5 puntos porcentuales durante todo el período estudiado.

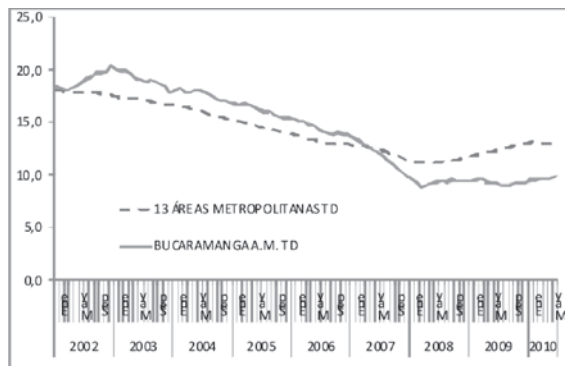
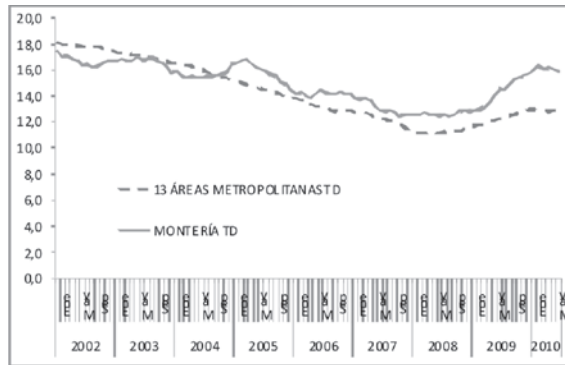
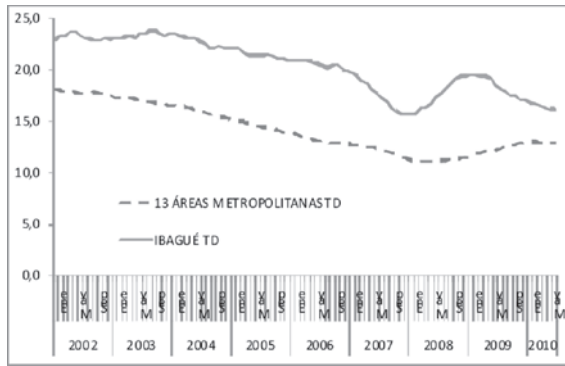
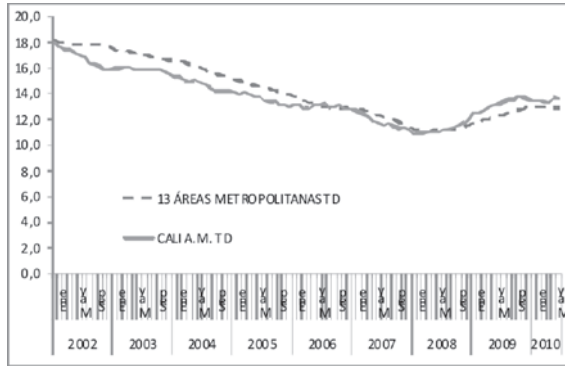
Otras áreas metropolitanas con tasas de desempleo superiores al promedio nacional son Medellín Valle de Aburra, Montería, Manizales y Pasto. No obstante, en los últimos años destaca el caso de Pereira y el Área Metropolitana Centro Occidente (AMCO), cuyos indicadores de desempleo se han agravado paulatinamente durante el transcurso de la década pasada, generándose una brecha de 8 puntos porcentuales respecto al promedio de las 13 áreas metropolitanas del país.

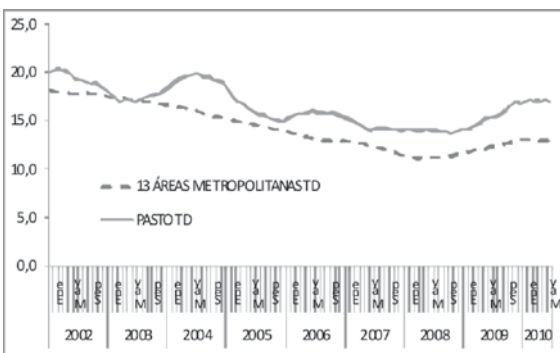
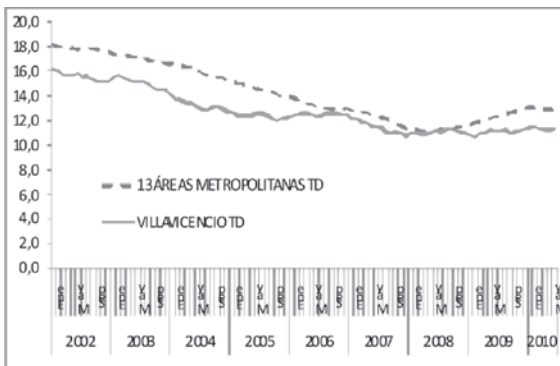
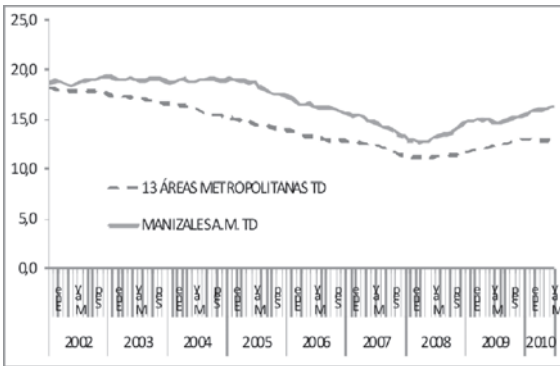
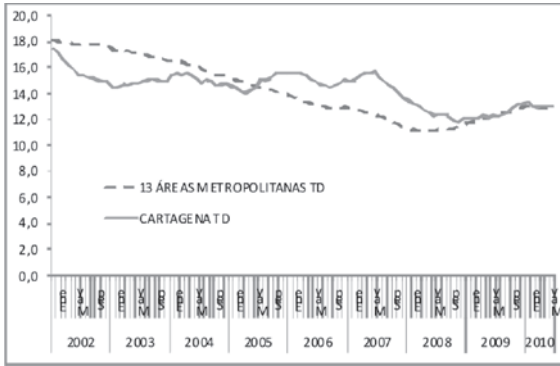
Figura 1. Tasas de desempleo de las áreas metropolitanas contra el promedio de las 13 áreas metropolitanas, 2002 – 2010 (DANE, ECH varios años)



³ Algo igualmente observado en otros períodos (Gamarra, 2006).







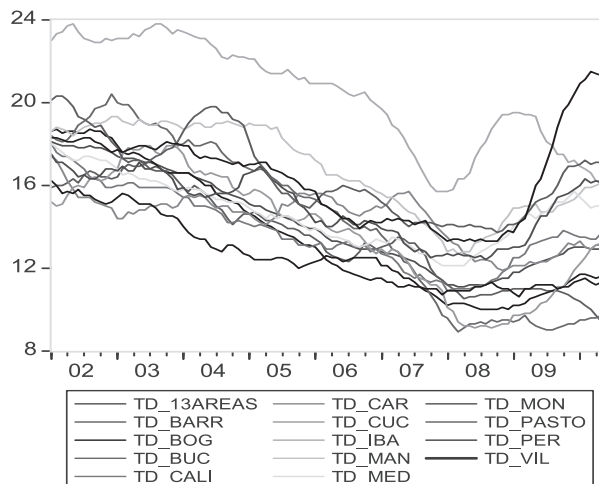
Fuente: DANE

Focalizando en la explicación de las disparidades y siguiendo a Gamarra (2006), los factores estructurales como las diferencias en los sectores productivos, la composición de la fuerza laboral y el comportamiento de la productividad, hacen que los aumentos de los salarios en las regiones rezagadas puedan neutralizar los estímulos positivos creados en otras partes. Dado que cada región posee características económicas diferentes, dichos aumentos salariales provocarían fuertes disparidades en la forma como reaccionan las regiones ante choques exógenos y de política, concebida de manera homogénea para el territorio nacional. Adicionalmente, la rigidez del salario real a nivel nacional como mecanismo de ajuste del desempleo es una política uniforme que, dadas las diferencias observadas, es un factor que tiende a perpetuar los diferenciales de las series (Arango y Posada, 2001).

Sin embargo, a pesar de las diferencias observadas, se puede notar que las tasas de desempleo tienden a seguir una trayectoria y dinámica temporal común, en el sentido en que, generalmente, las regiones y el promedio nacional han respondido de manera similar a los impactos generalizados que ha experimentado la economía colombiana durante la década pasada (Figura 2).

El comportamiento similar de las variables y el hecho de que la mayoría de las series guarden una relación estable y cercana con el grupo, lleva a pensar que las series tienen una relación de equilibrio en el largo plazo. Es decir, a pesar de que no parece haber indicios de convergencia en niveles hacia un mismo valor por parte de las tasas de desempleo, existe un sincronismo generalizado en su comportamiento, que muestra simetrías en la forma como responden las variables ante perturbaciones transitorias en la economía. Es así como en la figura 2 se observa inicialmente una caída generalizada de los niveles de desempleo y, a partir de finales del año 2008, comienzan a ascender los procesos:

Gráfico 2. Evolución de las tasas de desempleo de las trece áreas metropolitanas y total nacional (DANE, ECH varios años)



Fuente: DANE

Análisis de convergencia en las tasas de desempleo regional en Colombia

En la tarea de contrastar convergencia entre las magnitudes económicas regionales existen distintas opciones metodológicas:

- A partir de una muestra transversal, establecer la relación entre el nivel de la variable en el período inicial y sus tasas de variación en un período posterior determinado (Barro, 1991 y Barro y Sala-i-martin, 1992).
- Calcular los niveles de dispersión interregional entre las variables implicadas.
- Contrastar la existencia de una trayectoria común en la evolución de la variable económica a nivel regional y nacional, para lo cual se observan dos alternativas:
 - a. Estudios de sensibilidad cíclica de la variable regional respecto a la nacional:

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 M_{nt} + f(\beta, t) + \varepsilon_{it}$$

Con: M_i : Magnitud analizada de la región i

M_n : Magnitud analizada del conjunto de la economía

$f(\beta, t)$: Función polinómica del tiempo, introducida para recoger un comportamiento tendencial determinista.

- b. Contrastación de existencia de tendencias comunes en la evolución de las magnitudes regional y nacional (Bernard y Durlauf, 1996).

Según Byers (1991), para la variable desempleo pueden existir factores comunes a todas las regiones que determinan el comportamiento de largo plazo, mientras que las diferencias observadas obedecen a la acción de efectos propios de cada región. Haciendo extensivo este razonamiento a las tasas de desempleo de las trece áreas metropolitanas del país que cubre la Encuesta Continua de Hogares, se sugiere que existe una relación de equilibrio entre estas magnitudes regionales.

Entonces, la tarea es contrastar la existencia de una evolución común en su comportamiento de largo plazo, entre la magnitud regional y su similar nacional. De esta forma, se producirá un proceso de convergencia estable, de equilibrio, cuando la tendencia estocástica común afecte con igual intensidad a la región y a la nación. Además, como el tipo de comportamiento estudiado requiere que exista una relación de equilibrio, las magnitudes deben estar cointegradas, aunque si no lo están no se puede concluir ausencia de convergencia, más bien que esta no tendrá características de largo plazo.

Por lo tanto, la metodología a utilizar para evaluar la convergencia en las tasas de desempleo de las trece áreas metropolitanas colombianas será la aplicación

del concepto de cointegración de variables. Este concepto es relativamente nuevo en la econometría moderna y fue introducido por Engle y Granger en 1987 (Enders, 1995). Esta herramienta econométrica permite identificar la existencia de relaciones de largo plazo entre los procesos estocásticos y ha sido comúnmente utilizada por diversos estudios, tanto a nivel nacional como internacional, para encontrar tendencias estocásticas comunes y posibles fenómenos de convergencia regional de las tasas de desempleo dentro de los ámbitos nacionales (Aviles, Games y Torres, 1997; De Espínola y Fernández, 2001; Bayer y Juessen, 2004; Moral de Blas, 2004; Llorente, 2004; Gamarra, 2006; Klepfish y Presman, 2007).

La cointegración de los procesos estocásticos supone que las sucesiones en cuestión están relacionadas en el largo plazo, en donde dicha relación constituye un equilibrio del estado de las variables. Sin embargo, esta relación no tiene porque ser rígida, debido a que en la economía existen permanentes impactos que alteran dicho equilibrio de largo plazo. Si las variables incluidas en el análisis están cointegradas, esta perturbación en el territorio nacional tendría únicamente efectos transitorios en el sistema, de tal manera que este retornaría a su estado inicial de equilibrio. Es así como el Modelo de Corrección de Errores (VEC) en el que se basa la metodología de cointegración de Johansen permite modelar el comportamiento de choques de corto plazo (Gamarra, 2006).

La cointegración se refiere a una combinación lineal de procesos no estacionarios que resulta ser estacionaria, por lo cual la cointegración de variables resulta ser una excepción a las relaciones entre series que generan procesos de raíz unitaria. Adicionalmente, para aplicar el test de cointegración todas las variables deben estar integradas en el mismo orden. En caso de que exista alguna variable en el análisis cuyo grado de integración sea diferente de las demás, no habrá posibilidad de que estén cointegradas.

De manera más específica, Engel y Granger (1987) definen la cointegración de la siguiente manera (Enders, 1995): se dice que los componentes del vector $x_i = (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{in})'$ están cointegrados de orden (d, b) , denotado por $x_i \sim CI(d, b)$, si:

- i. Todos los componentes del vector $x_i = (x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{in})'$ son integrados de orden d .
- ii. Existe un vector $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ tal que la combinación lineal $\beta x_i = \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_n x_{in}$ es integrada de orden $(d - b)$, donde $(b > 0)$

El vector β es el vector de cointegración y muestra la manera en que las series del sistema están relacionadas en el largo plazo. Además, si x_i tiene n componentes entonces habrá hasta $n - 1$ vectores de cointegración, lo cual indica el número de relaciones de largo plazo entre los procesos temporales implicados.

Pruebas de raíz unitaria

Como se acaba de mencionar, la no estacionariedad de las series de desempleo es una condición necesaria para realizar el test de cointegración. Es por eso que, antes de seguir con la metodología propuesta, surge la necesidad de testear la condición de estacionariedad de los procesos temporales implicados mediante un test de raíz unitaria.

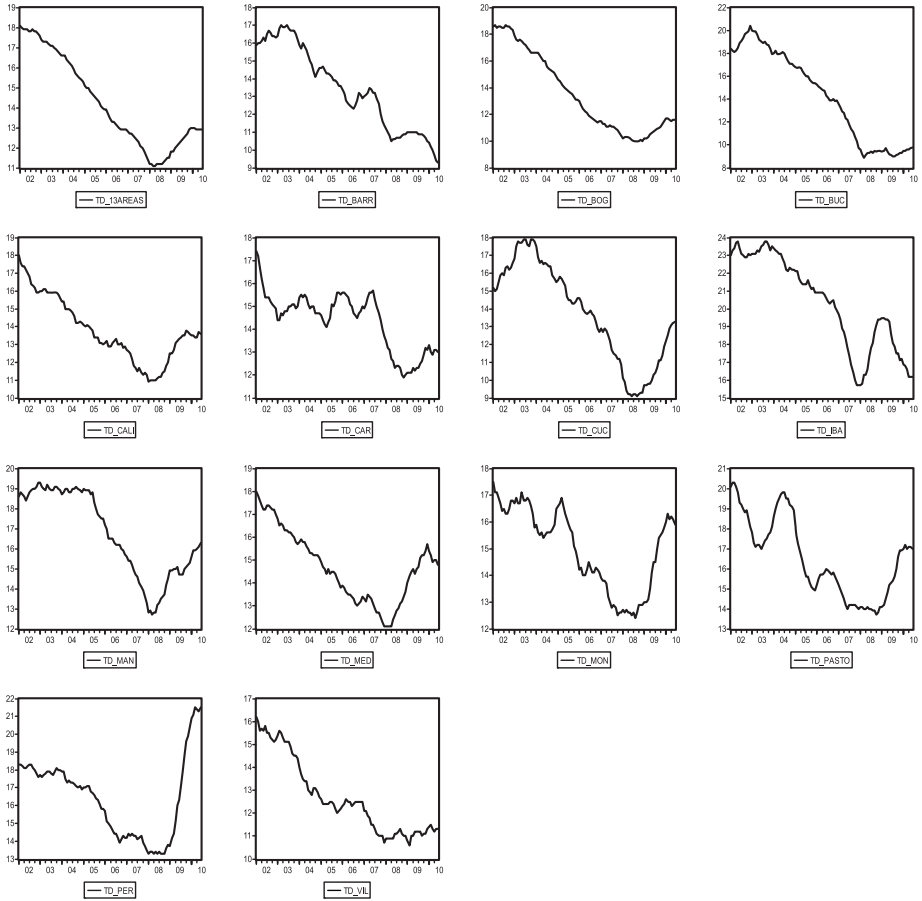
Sin embargo, se debe tener en cuenta que las series de desempleo, tanto de las trece áreas metropolitanas como la del promedio nacional, son susceptibles de sufrir cambios estructurales durante todo su trayecto, debido a que existen permanentes impactos exógenos que probablemente alteren las trayectorias temporales de equilibrio de dichos procesos, tales como las políticas laborales y/o los ciclos económicos que afectan a todo el territorio nacional. El problema con los quiebres estructurales es que, bajo estas condiciones, los test tradicionales de Augmented Dickey-Fuller (ADF) y Phillips-Perron tienden al no rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria, incluso cuando las series puedan ser estacionarias dentro de cada subperíodo (Enders, 1995).

Al realizar los test de cambio estructural para cada una de las series de desempleo (anexos 1 y 2), se encontró evidencia sobre la existencia de dos quiebres en los períodos junio de 2007 y abril de 2008. Con respecto al primero, se pudo observar una tendencia generalizada hacia una disminución mucho más acelerada de las tasas de desempleo a partir de dicho período (figura 2). Esto se puede explicar por el recalentamiento de la economía colombiana durante el año 2007, en donde se observaban altas tasas de crecimiento económico acompañadas de bajos niveles de desempleo.

Con respecto al segundo, la desaceleración de la economía colombiana debido a la crisis económica mundial, propició un cambio radical en las trayectorias de las tasas de desempleo de todo el país, pues como se puede observar en la figura 3, dichas tasas comienzan a aumentar de manera considerable hasta la actualidad.

Como lo mostraron los resultados del test en la anterior aplicación, hay evidencia de cambio estructural en las series de desempleo. Esto conlleva a descartar la aplicación de los test ADF y Phillips-Perron para contrastar la hipótesis de raíz unitaria. Como alternativa, (Perron y Vogelsang, 1992) desarrolla un modelo formal para testear la hipótesis de raíz unitaria bajo la presencia de quiebre estructural. La hipótesis nula del test de Perron es que la serie sigue un proceso autorregresivo caracterizado por ser un paseo aleatorio con deriva, dos *dummies* que recogen los efectos de cambio de pendiente y cambio de constante y los rezagos necesarios de la variable dependiente para reducir la autocorrelación. La hipótesis alternativa es un proceso estacionario alrededor de una tendencia determinística quebrada.

Gráfico 3. Tasas de desempleo. 13 áreas metropolitanas y promedio nacional (DANE, ECH varios años)



Los resultados de la aplicación del test de Perron mostraron evidencia a favor de la hipótesis nula que señala la existencia de raíz unitaria, es decir, todas las series resultaron ser no estacionarias e integradas de primer orden (anexo 1). De ello se desprende que los efectos de los impactos exógenos en las series son permanentes en el largo plazo, siendo una consecuencia de esto el hecho de que la sucesión no retorne a su dinámica pasada después de haber removido los choques transitorios sobre la economía.

Este hallazgo no es del todo conciso con los resultados encontrados por otros autores. Arango y Posada (2001), al realizar las pruebas de raíz unitaria sobre las tasas de desempleo colombianas con datos trimestrales y desestacionalizados, encuentran que la serie de desempleo de Pasto es estacionaria, mientras que Gamarra (2006), bajo las mismas condiciones de las variables, halla que las tasas de desempleo de Pasto y Bucaramanga son procesos estacionarios.

Los resultados del presente trabajo pueden estar evidenciando entonces que los mercados laborales de Pasto y Bucaramanga han observado durante los últimos años una transformación en su dinámica, en el sentido en que se han estado integrado de manera significativa en la dinámica del resto de los mercados laborales del país, como consecuencia de una mayor movilidad laboral y articulación económica con las demás regiones.

Pruebas de cointegración

Dado que en el apartado anterior se mostró que todas las series generan procesos de raíz unitaria, entonces es viable realizar el test de cointegración sin necesidad de excluir alguna de las series asociadas con una de las 13 áreas metropolitanas. En la estimación se realizaron sólo ejercicios basados en metodologías multiecuacionales, debido a las dificultades que trae manejar procesos uniecuacionales. Como referencia, una desventaja que trae manejar métodos uniecuacionales es que se necesita introducir en el modelo información previa sobre la exogeneidad de las series en cuestión. A ello se suma que los resultados de este tipo de metodologías pueden ser sensibles a la escogencia del carácter dependiente y/o independiente de las variables en el comienzo de las estimaciones (Gamarra, 2006). Por el contrario, Las metodologías multiecuacionales, como la metodología que utiliza Johansen (1988) basada en estimaciones tipo VAR, tienen la capacidad de identificar el orden de integración de las variables, a la vez que identifican la existencia de más de una relación de equilibrio en el largo plazo.

En términos generales, se encontró que las tasas de desempleo de las áreas metropolitanas están cointegradas, lo cual implica que las series de desempleo del país guardan una relación estable de largo plazo entre ellas. Sin embargo y como se mencionó anteriormente, esto no significa que dicha relación sea rígida debido a que las variables constantemente están respondiendo a choques exógenos que las alteran transitoriamente de su trayectoria de equilibrio.

En el primer ejercicio, se recurrió a la estimación de un modelo tipo VAR en primera diferencia con 5 rezagos, a través del test de causalidad de Granger, cuyas variables exógenas fueron las dos *dummies* que capturaron los quiebres estructurales de las series de desempleo. Con respecto a los resultados, se encontró fuerte evidencia de cointegración de cada área metropolitana con respecto al resto de las áreas pues, como se puede observar en la tabla 1, se rechazó la hipótesis nula de no cointegración al 5% de significancia para la mayoría de las áreas y dicha hipótesis se rechazó para Bogotá al 10%.

Por el contrario, Cúcuta mostró diferencias respecto a las demás áreas metropolitanas colombianas, pues su p-valor asociado de 31% implica que no se

rechaza la hipótesis de no cointegración. Con esto se evidencia que la ciudad de Cúcuta posee un mercado laboral que no comparte características comunes con los mercados del resto del país, ya que su relación con las demás regiones evidencia inestabilidad en el largo plazo. Estas características diferenciadoras de Cúcuta se deben, en gran medida, a que dicha ciudad está ubicada en la frontera con Venezuela, lo cual significa que su mercado laboral y actividad económica están influidos por factores económicos y sociales asociados a las circunstancias que vive el país vecino, distanciándose significativamente de la dinámica del resto de las áreas colombianas.

Tabla 1. Resultados Test de Causalidad de Granger (Basados en DANE, ECH varios años)

Dependent variable	All
	Prob.
D(TD_BARR)	0,01880
D(TD_BOG)	0,07080
D(TD_BUC)	0,00000
D(TD_CALI)	0,00000
D(TD_CAR)	0,00000
D(TD_CUC)	0,31040
D(TD_IBA)	0,00000
D(TD_MAN)	0,00000
D(TD_MED)	0,00000
D(TD_MON)	0,00090
D(TD_PASTO)	0,00000
D(TD_PER)	0,00000
D(TD_VIL)	0,00000

En el segundo ejercicio, se recurrió a la metodología propuesta por Johansen, de tal forma que se estimó un modelo tipo VEC en niveles con 5 rezagos y con las dos mismas variables *dummies* que se incorporaron como exógenas en el modelo anterior. Se optó por este modelo debido a que es útil no sólo tener en cuenta la existencia del equilibrio de largo plazo entre cada área metropolitana y el sistema, sino que también es importante la estabilidad de las relaciones entre las áreas.

Es de esperar que como resultado haya más de un vector de cointegración, debido a que ya no se trata de la relación de una serie con respecto al conjunto, sino que se refiere a equilibrios múltiples entre cada serie referida a áreas metropolitanas, es decir, se espera que exista más de una relación cointegrante. El modelo estimado adoptó la siguiente forma:

$$\begin{bmatrix} \Delta\mu_{Barr,t} \\ \Delta\mu_{Bog,t} \\ \Delta\mu_{Buc,t} \\ \vdots \\ \Delta\mu_{Vill,t} \end{bmatrix} = \Gamma_0 + \Gamma_1 \begin{bmatrix} \Delta\mu_{Barr,t-1} \\ \Delta\mu_{Bog,t-1} \\ \Delta\mu_{Buc,t-1} \\ \vdots \\ \Delta\mu_{Vill,t-1} \end{bmatrix} + \Gamma_2 \begin{bmatrix} \Delta\mu_{Barr,t-2} \\ \Delta\mu_{Bog,t-2} \\ \Delta\mu_{Buc,t-2} \\ \vdots \\ \Delta\mu_{Vill,t-2} \end{bmatrix} + \Gamma_3 \begin{bmatrix} \Delta\mu_{Barr,t-3} \\ \Delta\mu_{Bog,t-3} \\ \Delta\mu_{Buc,t-3} \\ \vdots \\ \Delta\mu_{Vill,t-3} \end{bmatrix} + \Gamma_4 \begin{bmatrix} \Delta\mu_{Barr,t-4} \\ \Delta\mu_{Bog,t-4} \\ \Delta\mu_{Buc,t-4} \\ \vdots \\ \Delta\mu_{Vill,t-4} \end{bmatrix} \\
 + \Gamma_5 \begin{bmatrix} \Delta\mu_{Barr,t-5} \\ \Delta\mu_{Bog,t-5} \\ \Delta\mu_{Buc,t-5} \\ \vdots \\ \Delta\mu_{Vill,t-5} \end{bmatrix} + Z \begin{bmatrix} \Delta\mu_{Barr,t} \\ \Delta\mu_{Bog,t} \\ \Delta\mu_{Buc,t} \\ \vdots \\ \Delta\mu_{Vill,t} \end{bmatrix} + \epsilon_t$$

Donde μ_t es la tasa de desempleo en el período t y z resulta de la estimación del modelo como un VAR no restringido en niveles.

Las estimaciones mostraron que hay evidencia de relaciones cointegrantes entre las áreas, lo cual significa que también hay factores comunes para las tasas de desempleo que determinan su comportamiento de largo plazo (anexo3). Adicionalmente, la constante en el modelo también fue significativa, lo cual implica que las diferencias entre las series son estables y persistentes en el tiempo, pues la alta significancia estadística del término constante en el sistema expresa que dichas disparidades constituyen un equilibrio en las relaciones entre las áreas metropolitanas. Acerca de las relaciones de largo plazo entre las áreas, las estimaciones arrojaron 13 vectores de cointegración (anexo 4).

Sin embargo y como se mencionó anteriormente, estas relaciones no son rígidas y las variables convencionalmente no estarán en su senda de equilibrio. Generalmente, los choques permanentes que afectan la actividad económica del país mantendrán las series fuera de su senda de largo plazo; sin embargo, el hecho de que las variables estén cointegradas implica que dichas distorsiones sean sólo efectos de corto plazo que luego se corregirán en el largo plazo. El modelo de corrección de errores (VEC) estimado en que se basa Johansen permite capturar dichas desviaciones, las cuales constituyen características propias de los desequilibrios de corto plazo, de tal forma que suministran los factores de ajuste de cada área a su respectiva trayectoria temporal de equilibrio.

Los factores de ajuste correspondientes a los vectores de cointegración se encuentran en el anexo 5. Según los valores de los vectores de velocidad de ajuste, generalmente no son claros los resultados encontrados para el acercamiento de las áreas metropolitanas a sus respectivas sendas de equilibrio. Se pueden observar situaciones en las cuales Bogotá tiene el menor parámetro de velocidad de ajuste, lo cual carece de sentido si se tiene en cuenta que es la ciudad que jalona a las demás regiones y se comporta como el promedio de las trece áreas metropolitanas.

Otra anomalía en la matriz Alpha es que ciudades como Pereira e Ibagué tienen velocidades de ajuste similares a la del resto del país y, paradójicamente, los niveles de estas series tienden a alejarse cada vez más del grupo total de las series, en tanto que son las ciudades con mayores niveles de desempleo en el país.

Estos resultados no tan consecuentes contrastan con la evidencia encontrada por Gamarra (2006), que además de encontrar evidencia de cointegración para las ciudades que cubría trimestralmente la Encuesta Nacional de Hogares⁴, observa que Bogotá, una de las economías que jalona a las demás áreas metropolitanas y mantiene una dinámica muy similar a la del total nacional, poseía la velocidad de ajuste más alta; mientras que ciudades como Medellín y Manizales, cuyas tasas de desempleo se mantuvieron en el período analizado por encima del promedio nacional, tenían velocidades de ajuste más bajas, lo que en consecuencia es más coherente con la realidad del desempleo en Colombia.

Conclusiones

Como se mencionó en el inicio, el estudio con enfoque regional del desempleo es importante porque, en primera instancia, la tasa de desempleo de cada región reacciona de manera distinta frente a políticas de orden nacional; en segunda instancia, porque las diferencias interregionales en los niveles de desempleo afectan negativamente al producto y la calidad del empleo; y finalmente, no existen argumentos desde la teoría Macroeconómica que expliquen la persistencia en los diferenciales de desempleo entre regiones (Elhorst, 2003). De ahí que históricamente las políticas nacionales, dirigidas a reducir el desempleo, hayan tenido efectos precarios o nulos (Gamarra, 2006), por lo que las diferencias observadas son producto de los efectos propios de cada región (Byers, 1991).

Mientras que el enfoque de oferta predice convergencia en las tasas de desempleo cuando hay perfecta movilidad del factor trabajo entre regiones de un mismo país (Antolín, 1995; Llorente, 2005), los enfoques microeconómicos reconocen la existencia de disparidades en los niveles de desempleo, los cuales tienen su origen en distorsiones y fallos del mercado (Llorente, 2004, 2005), y la perspectiva de demanda resalta los procesos desequilibrados del crecimiento económico y de la productividad de las regiones (Myrdal, 1957; Aznar y Vinas, 2005), todo lo cual dificulta la dinámica convergente en las variables de empleo regional.

En este trabajo, inicialmente a través de un ejercicio descriptivo se encontraron disparidades significativas en la evolución de las tasas de desempleo de las trece áreas metropolitanas colombianas, destacándose los casos extremos de altas tasas en ciudades como Pereira e Ibagué frente a los niveles por debajo del promedio de Bogotá y Villavicencio. Disparidades explicadas por factores estructurales como

⁴ La Encuesta Nacional de Hogares (ENH) del DANE sólo cubría 7 áreas metropolitanas con una periodicidad trimestral. Las ciudades eran: Bogotá, Medellín, Cali, Manizales, Pasto, Bucaramanga y Barranquilla.

las diferencias en los sectores productivos, la composición de la fuerza laboral y el comportamiento de la productividad, que hacen que los aumentos de los salarios en las regiones rezagadas puedan neutralizar los estímulos positivos creados en otras partes.

No obstante las diferencias observadas, el ejercicio descriptivo sirvió para evidenciar que las tasas de desempleo de las trece áreas tienden a seguir una trayectoria y dinámica temporal común, en el sentido en que, en términos generales, las regiones y el promedio nacional han respondido de manera similar a los impactos generalizados que ha experimentado la economía colombiana durante la década pasada. De esta forma, a pesar de no haber indicios de convergencia en niveles hacia un mismo valor por parte de las tasas de desempleo, existe un sincronismo generalizado en su comportamiento que muestra simetrías en la forma como responden las variables ante perturbaciones transitorias en la economía.

Para confrontar esa hipótesis se estimaron dos modelos de cointegración, uno tipo VAR en primera diferencia con 5 rezagos y otro tipo VEC en niveles con iguales 5 rezagos. De modo general, se encontró que las tasas de desempleo de las trece áreas metropolitanas están cointegradas, lo cual implica que las series de desempleo del país guardan una relación estable de largo plazo entre ellas. Sin embargo y como se mencionó a través de la presentación de resultados, esto no significa que dicha relación sea rígida, debido a que las variables constantemente están respondiendo a choques exógenos que alteran transitoriamente su trayectoria de equilibrio.

BIBLIOGRAFÍA

Antolín, P. (1995). Movilidad laboral, flujos de desempleo, vacantes y comportamiento en la búsqueda de empleo en el mercado de trabajo español. *Moneda y Crédito*, 201, 49-86.

Arango, L. y Posada, C. (2001). *El desempleo en Colombia*. Borradores de Economía, 176. Bogotá: Banco de la República,

Aviles, A., Games, C. y Torres, J. (1997). Convergencia real de Andalucía: Un análisis de cointegración del mercado de trabajo. *Universidad de Málaga. Estudios regionales*, 47, 15-36.

Aznar, M. y Vinas, G. (2005). *Geografía Económica y Economías de Aglomeración: Análisis para la industria manufacturera en México para 1998*. Tesis de Licenciatura en Economía, Universidad de las Américas. Méjico: Puebla.

Barro, R. (1991): "Economic growth in a cross section of countries", *Quarterly Journal of Economics*, 106, 407-443.

Barro, R. & Sala-i-martin, X. (1992). "Convergence". *Journal of Political Economy*, 100, 223-251.

Basile, R. & De Benedictis, L. (2004). *Regional unemployment and productivity in Europe and the US*. Luiss lab on European economics working document, 8,

Bayer, C. & Juessen, F. (2004). *Convergence in West German Regional unemployment rates*. European University Institute. University of Dortmund. Mimeo.

Berguer, M. & Glenn, C. (1992). *Mobility and Destination in Migration Decisions: The roles of Earnings, Quality Life and Housing Prices*. *Journal of Housing Economics*, 2(1), 37-59.

Bernard, A. & Durlauf, S. (1996): "Interpreting tests of the convergence hypothesis", *Journal of Econometrics*, 71, 161-173.

Bianchi, M. & Zoega, G. (1997). *Challenges facing natural rate theory*. *European Economic review*, 41, 535-547.

Blanchard, O. y Summers, L. (1989). *Hysteresis in unemployment*. Massachusetts: Harvard University press.

Byers, J. (1991). *Testing for Common Trends in Regional Unemployment*. *Applied Economics*, 23, 1087-1092.

Clemente, J., Montanes, A., Reyes, M. (1998). *Testing for a unit root in variables with a double change in the mean*. *Economics Letters*, 59, 175-182.

De Espínola, J. y Fernández, M. (2001). *El desempleo en Castilla y León y los desajustes en los mercados de trabajo Europeos*. La Rioja: Universidad de la Rioja.

Dickey, D. & Fuller, W. (1979). *Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series With Unit Root*, *Journal of the American Statistical Association*, 74,. 427-431.

Doeringer, P. & Piore, M. (1971). Los mercados internos de trabajo. En: L. Toharia (1983) (Compilador). El Mercado de trabajo: Teorías y aplicaciones. Madrid: Alianza Universidad textos. Pp. 341-368.

Doeringer, P. y Piore, M. J. (1985). Mercados internos de trabajo y análisis laboral. Madrid: Ministerio de trabajo y seguridad social.

Elhorst, J. (2003). “The mystery of regional unemployment differentials: theoretical and empirical explanations”. *Journal of Economic Reviews*, 17(5), 709-748.

Enders, W. (1995). *Applied econometric time series*. EE.UU: John Wiley & Sons.

Filiztekin, A. (2007). Regional unemployment in Turkey. *Sabancı University. Papers in regional science*, 88, 863-878.

Gabriel, S., Mathey, J. & Wascher, W. (1995). The Demise of California reconsidered: Interstate Migration over the Economic Cycle. *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, 2,30-45.

Gabriel, S., Shack-Marquez, J. & Wascher, W. (1993). Does Migration Arbitrage Regional Labor Market Differentials? *Regional Science and Urban Economics*, 32(2), 211-233.

Gamarra, J. (2006). ¿Cómo se comportan las tasas de desempleo en siete ciudades Colombianas? *Revista de Economía del Rosario*, 9(2). Bogotá: Universidad del Rosario.

Hall, R. (1979). A theory of the natural unemployment rate and the duration of unemployment. *Journal of monetary economics*, 5(2), 153 – 169.

Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegrating vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.

Karanassou, M. & Snower, D. (2000) Characteristics of Unemployment Dynamics: The Chain Reaction Approach. *IZA Discussion papers*, 205,

Klepfish, V. & Presman, N. (2007). Regional unemployment convergence in Israel. Bank of Israel, Research department.

Kunz, M. (2009a). Disparities, persistence and dynamics of regional unemployment rates in Germany. Institute for employment research. Regensburg: University of Regensburg.

- Kunz, M. (2009b). Sources for regional unemployment disparities in Germany: ¿Lagged adjustment processes, exogenous shocks or both? Institute for employment research. Regensburg: University of Regensburg.
- Levin, A., Lin, C., Chu, C. (2002). Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties. *Journal of Econometrics*, 108(1),1-24.
- Llorente, R. (2004). Convergencia o divergencia del desempleo en el entorno europeo. Tesis de doctorado. Universidad de Alcalá.
- Llorente, R. (2005). La convergencia entre las tasas de desempleo europeas. *Revista de Economía Laboral*, 2(1),1-30.
- Marston, S. (1985). “Two views of the geographic distribution of unemployment”. *The Quarterly Journal of Economics*, 100(1), 57-79.
- Moral de Blas, A. (2003). Un análisis de la convergencia de las tasas de paro regionales en España: 1977–2000. Tesis de doctorado. Universidad de Valladolid.
- Moral de Blas, A. (2004). Convergencia de las tasas de paro regionales en España: Un análisis de cointegración. *Cuadernos de economía*, 27(74).
- Moral de Blas, A. (2005a). Convergencia del desempleo regional: un análisis de descomposición de la varianza. Valladolid: Universidad de Valladolid.
- Moral de Blas, A. (2005b). Divergencias regionales en el mercado de trabajo español: un análisis de descomposición de la varianza. Valladolid: Universidad de Valladolid.
- Myrdal, G. (1957). *Economic Theory and Underdeveloped Regions*. Londres: Duckworth.
- Neary, P. (2002) Globalization and market structure. *Journal of the European Economic Association*, 2(1), 245-271.
- OCDE (2000). *Perspectivas del empleo, 2000*. Informes de la OCDE. Madrid: Ministerio de Trabajo y asuntos sociales.
- Paci, R., Pigliaru, F. & Pugno, M. (2001). Disparities in economic growth and unemployment across the european regions: A sectoral perspective. CRENoS workingpaper, 01/3.

Partridge, M. & Rickman, D. (1997a). The Dispersion of US State Unemployment Rates: The Role of Market and Non-market Equilibrium Factors. *Regional Studies*, 31(6), 593-606.

Partridge, M. & Rickman, D. (1997b). State Unemployment Differentials: Equilibrium Factors vs. Differential Employment Growth. *Growth and Change*, 28(3). Pp. 360-379.

Perron, P. & Vogelsang, T. (1992). Nonstationarity and Level Shifts With an Application to Purchasing Power Parity. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), 301-320.

Román, A. & Moral de Blas, A. (2000). *Convergencia real: Un análisis para el mercado de trabajo de Castilla y León*. Valladolid: Universidad de Valladolid.

Sala-i-martin, X. (1999). *Apuntes de crecimiento económico*. Barcelona: Antoni Bosch Editor.

Shapiro, C. & Stiglitz, J. (1984). Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device. *American Economic Review*, 74(3), 433-444.

Taylor, J. & Bradley, S. (1997). Unemployment in Europe: A Comparative Analysis of Regional Disparities in Germany, Italy and the UK. *Kyklos*, 50(2), 221-245.

Todaro, M. (1977). *Economic development in the third world*. New York: Longman.

Torres, J. y Villalba, F. (1997). *La convergencia del mercado de trabajo de Andalucía*. Andalucía: I Congreso de Ciencia Regional de Andalucía.

Tyrowicz, J. & Wójcik, P. (2009a). *Unemployment convergence in transition*. Warsaw: Warsaw University.

Tyrowicz, J. & Wójcik, P. (2009b). *Regional dynamics of unemployment in Poland*. Warsaw: Warsaw University.

Anexo 1. Pruebas de raíz unitaria con quiebre estructural. Test de Perron

5%crit. Value: -3,56000

Área		du1	(rho - 1)	const
Bogotá	Coefficient:	-5,4336	-0,1066	16,6782
	t-statistic:	-21,2960	-2,4950	
Medellín	Coefficient:	-2,4561	-0,0629	16,1634
	t-statistic:	-12,3150	-2,2920	
Cali	Coefficient:	-3,1992	-0,0922	15,9295
	t-statistic:	-15,6200	-2,4590	
Barranquilla	Coefficient:	-3,7590	-0,0821	15,1556
	t-statistic:	-14,2740	-2,4980	
Bucaramanga	Coefficient:	-6,5913	-0,0751	15,9812
	t-statistic:	-10,8090	-2,7060	
Manizales	Coefficient:	-3,7911	-0,1554	18,4448
	t-statistic:	-19,7690	-3,0960	
Pasto	Coefficient:	-3,2158	-0,1012	18,3297
	t-statistic:	-13,7260	-3,3770	
Pereira	Coefficient:	5,1931	-0,0162	16,1062
	t-statistic:	6,6220	-0,4920	
Cucuta	Coefficient:	-4,7856	-0,0868	15,6749
	t-statistic:	-16,3420	-2,4430	
Ibague	Coefficient:	-3,3943	-0,0539	21,2643
	t-statistic:	-7,1290	-3,0520	
Montería	Coefficient:	-2,1969	-0,0742	16,0551
	t-statistic:	-10,3620	-1,1640	
Cartagena	Coefficient:	-2,4989	-0,2385	15,0795
	t-statistic:	-18,8480	-4,7150	
Villavicencio	Coefficient:	-3,0937	-0,1431	14,7995
	t-statistic:	-18,2260	-1,9110	

Anexo 2. Pruebas de raíz unitaria con quiebre estructural. Test de Clemente-Montane-Reyes (1998)

5% crit. Value: -4,2700

Área		du1	(rho - 1)	const
Bogotá	Coefficient:	-0,1107	-0,0188	0,3129
	t-statistic:	-2,8010	-3,0020	
Medellín	Coefficient:	0,0000	-0,0212	0,2893
	t-statistic:	.	-1,9430	
Cali	Coefficient:	-0,0770	-0,0311	0,4689
	t-statistic:	-1,0700	-2,4010	
Barranquilla	Coefficient:	-0,2035	-0,0122	0,2636
	t-statistic:	-2,6920	-1,2940	
Bucaramanga	Coefficient:	-0,1165	-0,0173	0,2525
	t-statistic:	-1,8720	-2,2440	
Manizales	Coefficient:	-0,1348	-0,0369	0,6874
	t-statistic:	-2,1470	-2,5690	
Pasto	Coefficient:	-0,1342	-0,0427	0,7751
	t-statistic:	-2,0000	-2,4670	
Pereira	Coefficient:	0,1336	-0,0175	0,2652
	t-statistic:	0,8400	-1,3560	
Cucuta	Coefficient:	-0,0281	-0,0126	0,1747
	t-statistic:	-0,3450	-1,3830	
Ibague	Coefficient:	-0,2300	-0,0491	1,0601
	t-statistic:	-2,4280	-2,3650	
Montería	Coefficient:	-0,1392	-0,0602	0,9755
	t-statistic:	-2,0460	-2,6390	
Cartagena	Coefficient:	-0,3413	-0,1369	2,0649
	t-statistic:	-4,9100	-4,3720	
Villavicencio	Coefficient:	-0,1422	-0,0519	0,7203
	t-statistic:	-1,7270	-3,5520	

Anexo3. Estimación VAR de Johansen. Estadísticos de traza y de máximo valor propio.

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)					Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized	Trace		0,05		Hypothesized	Max-Eigen		0,05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**	No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0,982663	2094,013	NA	NA	None	0,982663	389,2741	NA	NA
At most 1 *	0,973062	1704,739	348,9784	0,0000	At most 1 *	0,973062	346,9663	77,3818	0,0001
At most 2 *	0,951915	1357,772	298,1594	0,0000	At most 2 *	0,951915	291,3395	71,33542	0,0000
At most 3 *	0,891465	1066,433	251,265	0,0000	At most 3 *	0,891465	213,1858	65,30016	0,0001
At most 4 *	0,859105	853,2471	208,4374	0,0000	At most 4 *	0,859105	188,1348	59,24	0,0000
At most 5 *	0,797889	665,1124	169,5991	0,0000	At most 5 *	0,797889	153,498	53,18784	0,0000
At most 6 *	0,752438	511,6144	134,678	0,0001	At most 6 *	0,752438	134,0249	47,07897	0,0000
At most 7 *	0,692134	377,5895	103,8473	0,0000	At most 7 *	0,692134	113,0966	40,9568	0,0000
At most 8 *	0,588702	264,4928	76,97277	0,0000	At most 8 *	0,588702	85,29008	34,80587	0,0000
At most 9 *	0,5305	179,2028	54,07904	0,0000	At most 9 *	0,5305	72,58438	28,58808	0,0000
At most 10 *	0,424991	106,6184	35,19275	0,0000	At most 10 *	0,424991	53,12354	22,29962	0,0000
At most 11 *	0,335789	53,49485	20,26184	0,0000	At most 11 *	0,335789	39,2789	15,8921	0,0000
At most 12 *	0,13764	14,21595	9,164546	0,0051	At most 12 *	0,13764	14,21595	9,164546	0,0051

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Anexo4. Vectores de cointegración. Estimación con Johansen

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):

TD_BARRTD	BOGTD	BUOTD	CALITD	CARTD	CUCD	IBATD	MANTD	MEDTD	MOND	PASTD	PER	TD_VIL	C
2,482	0,295	13,185	25,097	6,962	-14,410	11,996	15,522	-30,132	-9,261	-5,006	6,980	-6,483	138,554
-4,828	4,779	-11,725	-20,072	-2,136	13,330	2,602	-11,802	29,961	24,043	5,698	-21,074	-2,700	-76,871
-0,921	-8,913	12,132	25,900	-5,017	-2,684	-2,948	-0,472	-11,639	-8,218	-0,190	1,391	-9,093	164,519
2,006	-3,076	-7,338	16,273	1,428	0,188	-12,586	28,207	-4,585	-9,811	-3,034	-7,369	7,034	-50,924
2,264	-5,901	16,406	45,748	-1,772	-2,774	-6,655	-0,284	-8,100	-31,104	-13,897	15,036	-34,313	3394,354
-7,219	7,342	3,855	3,608	-2,775	1,531	1,663	-5,146	-6,841	-9,842	-0,697	5,187	-2,214	166,674
-4,167	5,102	2,902	2,731	3,830	-2,275	1,543	-13,171	13,898	3,342	0,245	-4,073	-13,845	62,843
-21,710	18,680	9,445	2,364	-5,700	2,368	7,426	-24,383	3,034	3,348	-5,473	0,726	-18,347	394,603
-3,600	-0,724	8,181	30,852	6,888	-0,985	-6,071	7,796	-11,329	-17,269	-7,271	4,105	-19,662	149,631
-6,373	15,690	3,555	19,716	9,571	1,492	-0,605	-11,602	-12,300	10,578	-3,108	-6,845	-28,259	150,374
5,247	-2,590	-0,772	22,846	2,695	0,600	2,928	1,139	-9,527	-21,750	-8,313	11,152	-9,070	67,388
-5,679	3,115	17,707	39,186	2,194	-4,501	2,262	-18,956	-19,426	-8,395	-5,142	10,304	-30,461	252,489
-9,056	6,959	4,305	-21,277	1,641	5,861	4,756	-17,691	22,020	19,541	-1,706	-8,408	-11,193	45,598

Anexo5. Vectores de velocidades de Ajuste. Estimación con Johansen

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(TD_BARR)	0,0088	-0,0311	0,0391	-0,0086	-0,0496	0,0161	0,0164	0,0010	-0,0019	0,0006	-0,0103	0,0027	0,0021
D(TD_BOG)	0,0004	0,0076	-0,0263	0,0093	-0,0049	-0,0117	-0,0027	0,0100	0,0039	-0,0281	0,0016	0,0132	-0,0014
D(TD_BUC)	-0,0499	-0,0052	-0,0397	0,0097	-0,0365	-0,0059	-0,0080	0,0267	0,0191	0,0088	-0,0032	0,0118	0,0083
D(TD_CALI)	-0,0348	-0,0180	-0,0086	0,0141	-0,0116	0,0099	0,0028	0,0070	0,0113	-0,0135	-0,0022	-0,0158	0,0077
D(TD_CAR)	-0,0358	-0,0083	0,0194	0,0109	0,0187	-0,0244	-0,0158	0,0187	-0,0045	-0,0100	-0,0145	0,0039	-0,0064
D(TD_CUC)	0,0080	-0,0743	-0,0317	0,0039	-0,0081	-0,0107	0,0453	0,0022	-0,0259	-0,0181	-0,0098	0,0044	0,0087
D(TD_IBA)	0,0162	0,0204	-0,0013	0,0121	0,0091	0,0380	-0,0117	0,0403	-0,0147	0,0114	-0,0036	-0,0060	-0,0004
D(TD_MAN)	-0,0251	-0,0013	0,0220	-0,0286	0,0123	0,0035	0,0069	-0,0108	0,0018	-0,0176	0,0022	0,0126	0,0058
D(TD_MED)	-0,0154	0,0006	-0,0005	0,0059	-0,0055	0,0007	0,0320	0,0119	0,0080	-0,0110	0,0048	-0,0084	-0,0066
D(TD_MON)	-0,0354	-0,0139	-0,0030	0,0234	0,0334	0,0491	0,0222	-0,0159	0,0277	0,0123	-0,0117	-0,0024	0,0059
D(TD_PASTO)	-0,0416	-0,0140	0,0101	0,0275	0,0022	0,0240	-0,0205	0,0045	-0,0185	0,0195	0,0277	0,0064	0,0052
D(TD_PER)	-0,0282	0,0285	0,0046	0,0284	-0,0043	-0,0192	0,0235	-0,0266	-0,0301	0,0052	-0,0018	-0,0040	0,0064
D(TD_VIL)	0,0324	0,0164	0,0215	0,0182	-0,0142	0,0083	-0,0019	0,0073	0,0042	0,0041	0,0036	-0,0075	0,0111