



Revista de Economía del Rosario

ISSN: 0123-5362

luis.gutierrez@urosario.edu.co

Universidad del Rosario

Colombia

Gamarra, Jose R.

¿Cómo se comportan las tasas de desempleo en siete ciudades Colombianas?

Revista de Economía del Rosario, vol. 9, núm. 2, julio-diciembre, 2006, pp. 239-269

Universidad del Rosario

Bogotá, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=509555108003>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

¿Cómo se comportan las tasas de desempleo en siete ciudades Colombianas?

Jose R. Gamarra*

Banco de la República, Colombia.

Recibido: mayo 2006 – Aprobado: septiembre 2006

Resumen. A pesar de su importancia y al igual que otras variables, la tasa de desempleo usualmente ha sido analizada desde una perspectiva nacional, desconociendo características de cada ciudad o región. No obstante las claras diferencias regionales en el entorno colombiano, muy pocos trabajos han abordado el problema partiendo de esas diferencias. En este trabajo se utilizan las tasas de desempleo de siete ciudades para analizar similitudes y diferencias. A partir de la construcción de un índice de dispersión de las series se aprecia un movimiento procíclico de las diferencias, es decir, aumentos en las diferencias al disminuir el desempleo. Del mismo modo, al aumentar el desempleo las diferencias tienden a disminuir. Adicionalmente, mediante el análisis de cointegración de Johansen se logra identificar relaciones de largo plazo entre las series consideradas, al igual que mecanismos de ajuste de las diferencias en el corto plazo. A partir de este análisis se encuentra evidencia de una explicación de equilibrio de largo plazo, al igual que efectos de desequilibrios en el corto plazo.

Palabras clave: desempleo, cointegración, índice de dispersión, economía regional.

Clasificación JEL: J64, C32, E24, J23.

Abstract. Unemployment has been an important issue in Colombia because of the high rates observed since the 1980's, yet few studies have addressed the problem taking into account the differences between regions and cities. This paper examines the disparities and long-term relations between the unemployment rates of the seven largest cities in Colombia. First, a dispersion index is calculated to measure cross city disparities. In the second part of the analysis, the Johansen cointegration test is used to evaluate the existence of long-term relations. The paper identifies a procyclical behaviour of the unemployment rates disparities. When the economy slows down (grows) the disparities tend to decrease (increase). The cointegration analysis supports the idea of long-term relations between the unemployment rates of each city and the average, as well as a stable relation between the seven cities as a group.

Key words: unemployment, cointegration, dispersion index, regional economics.

JEL classification: J64, C32, E24, J23.

*Centro de Estudios Económicos Regionales - Banco de la República, Cartagena.
http://www.banrep.gov.co/publicaciones/pub_ec_reg4.htm#d.

1. Introducción

La tasa de desempleo, así como muchas otras variables económicas, usualmente ha sido analizada desde una perspectiva nacional, con indicadores agregados, sin reconocer las especificidades de cada ciudad o región; desconociendo diferencias en la composición del empleo, la población, el capital humano y el tamaño y grado de integración del mercado laboral de cada ciudad, las cuales generan dinámicas que difícilmente son capturadas con el análisis agregado de cifras. Para el caso colombiano existen numerosos trabajos –especialmente después de 1998, cuando las cifras de desempleo alcanzaron valores verdaderamente preocupantes–. Los trabajos que abordan el problema desde una perspectiva de ciudades y/o regiones son muy escasos.

Elhorst (2003) distingue tres razones por las que es importante darle una perspectiva regional al desempleo. La primera, la magnitud de las diferencias, pues muchas veces son más grandes que las diferencias entre países, lo que resulta preocupante si se tiene en cuenta la homogeneidad de la legislación en las regiones. La segunda razón que anota Elhorst, es la falta de explicaciones que desde la macroeconomía se ofrecen para justificar las desigualdades entre ciudades. Bajo condiciones ideales, el mercado por sí solo debería eliminar las diferencias en los niveles de desempleo de las ciudades por medio de la libre movilidad de factores. Por último, menciona que la reducción de las diferencias regionales tendría un efecto positivo sobre el producto y, además, reduciría presiones inflacionarias.

Las diferencias en el sector productivo, así como en la oferta laboral de cada ciudad, hacen que el diseño de políticas orientadas a la disminución de la desocupación deba incorporar las características y relaciones de las ciudades hacia las que están dirigidas. Las particularidades de la oferta laboral de cada ciudad tienen implicaciones directas sobre las políticas que se implementen en ellas. El desconocimiento de estas especificidades, diferencias y dinámicas podría reducir, o inclusive neutralizar, el logro de los objetivos que se persiguen con dichas políticas.

Las diferencias de las tasas de desempleo entre ciudades, de manera general, se pueden explicar desde dos enfoques: uno de desequilibrio y otro de equilibrio (Marston, 1985). La visión de desequilibrio supone estas diferencias como temporales, producto de choques transitorios en el sistema. Las disparidades producto de estos choques son la expresión de una perturbación temporal y desaparecerán eventualmente; pero, ya que existen rigideces e imperfecciones, tardan mucho en desaparecer y el sistema en volver al equilibrio. De este modo, cuando los efectos de un primer choque estén por desaparecer, uno nuevo aparecerá y las disparidades empezarán un nuevo proceso de ajuste.

Contraria a este enfoque, la visión de equilibrio supone que las diferencias entre las ciudades son la expresión de una relación de equilibrio entre ellas. Las diferencias en la dotación de las ciudades (e.g., educación, *amenities*, instituciones) sirven de mecanismos de compensación a unas tasas de desempleo más altas o bajas, lo que hace que no exista mayor convergencia entre las ciudades.

De esta forma, la relación de equilibrio además de reflejar diferencias entre las ciudades también refleja preferencias de su fuerza laboral. Vale la pena aclarar que estos dos enfoques no son necesariamente excluyentes el uno del otro. Por ejemplo, en una población con indicadores de pobreza altos, se esperaría un bajo poder explicativo de las cualidades de cada ciudad como mecanismo de compensación; pero esto no quiere decir que no existan.

La importancia de los dos enfoques explicativos radica en las recomendaciones de política que pueden surgir a partir de cada uno de ellos. Bajo el enfoque de desequilibrio, se podría sustentar la idea de una mayor inversión para intentar disminuir las disparidades: la inversión pública actuaría como un mecanismo acelerador del proceso de ajuste natural. Por otro lado, si se considera la visión de equilibrio, las inversiones serían inocuas y no se podrían lograr reducciones sustanciales en el mediano o largo plazo.

De forma más específica, las disparidades en la tasa de desempleo de las ciudades pueden obedecer a factores de largo y corto plazo. En el corto plazo, las desigualdades pueden responder a asimetrías en la forma como responde cada ciudad a impactos de variables de orden nacional. Es decir, a los ciclos económicos. En el largo plazo, los diferenciales pueden obedecer a factores estructurales y/o institucionales.

En este orden de ideas, en el documento se realiza un análisis sobre los diferenciales en la tasas de desempleo de siete ciudades colombianas –Bogotá, Medellín, Cali, Barranquilla, Bucaramanga, Manizales y Pasto– utilizando el concepto de cointegración. Se dice que un conjunto de variables están cointegradas cuando, no siendo ellas estacionarias, existe una relación entre ellas que sí lo es. Es decir, que en el largo plazo comparten tendencias estocásticas comunes. De esta forma, si las tasas de desempleo para las ciudades consideradas no son estacionarias y se logra encontrar una relación cointegrante entre ellas, la persistencia de los diferenciales de las tasas de desempleo entre ciudades obedecería a un enfoque de equilibrio. Por lo tanto, existiría una relación de integración en el mercado laboral de las ciudades consideradas (Martin, 1997). En otras palabras, las diferencias de las tasas de desempleo de las distintas ciudades corresponderían a una relación estable de largo plazo, en la cual cada ciudad estaría en una posición persistente en el sistema.

Así las cosas, los objetivos específicos del documento se centran en el análisis de cointegración de las tasas de desempleo de las siete principales ciudades del país para el período comprendido desde el primer trimestre de 1980 hasta el último trimestre de 2003. La cointegración de variables es una propiedad particular y, según Granger (2004), debe ser considerada como una sorpresa cuando aparece. Por eso, el encontrar cointegración entre las series de tasas de desempleo, entre cada ciudad y el agregado o entre todas las ciudades, se contaría con una evaluación de la estabilidad de un mercado laboral nacional. En primera instancia, se considera por aparte cada ciudad con el agregado, buscando evaluar la existencia de una relación estable de cada ciudad referida al conjunto. En un segundo momento, se consideran todas las ciudades como un conjunto, buscando examinar las dinámicas en el funcionamiento del mercado laboral.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera. En la segunda parte se muestran algunas estadísticas del desempleo en Colombia, mostrando las similitudes y diferencias entre las series de datos para las ciudades consideradas. En este aparte se construye un índice de dispersión para las tasas de desempleo como medida de las diferencias de estas variables. Posteriormente, se realiza un análisis de cointegración de las series. Por último, se presentan las conclusiones del documento.

2. Disparidades de las tasas de desempleo

Dentro del grupo de variables sujetas a la política económica, el desempleo es una de las más sensibles y críticas para la evaluación del desempeño de un gobierno. De esta forma, las características del mercado laboral, su flexibilidad, tamaño, grado de integración y rigideces, cobran un papel importante, en la medida que magnifican, reducen o neutralizan esta política.

Henao y Rojas (2001) muestran la existencia de rigideces importantes en el mercado laboral colombiano, las cuales no solo se manifiestan en las elevadas tasas de desempleo natural que calcularon, sino que, igualmente, se manifiestan en las diferencias que encontraron en la tasa natural de desempleo para cada una de las cuatro ciudades que consideraron.

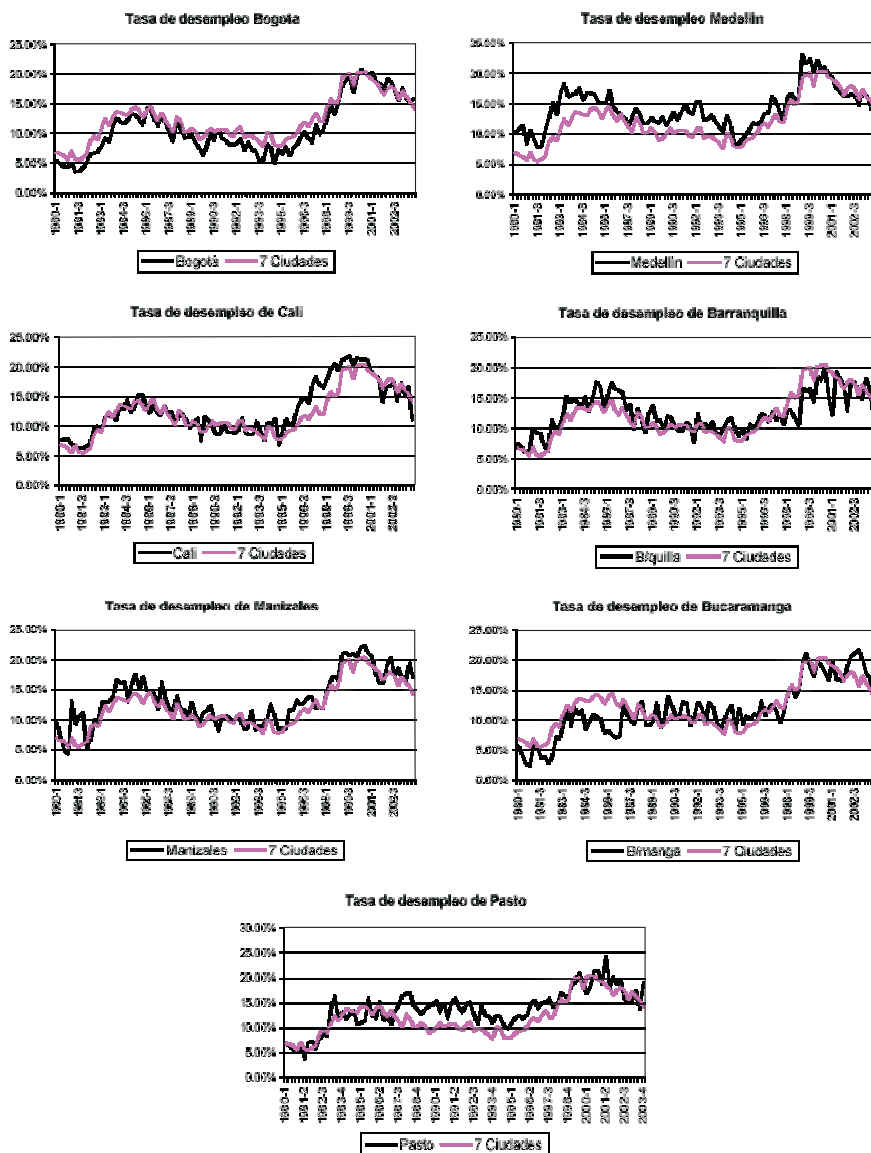
La presencia de estas diferencias no solo se refiere a una relación de largo plazo. En el corto plazo la existencia y permanencia de disparidades entre las ciudades es una expresión de la estabilidad y permanencia de desigualdades. En general, las ciudades con más altas o más bajas tasas de desempleo ocupan esa misma posición durante largos períodos de tiempo. Para el caso específico de Bogotá, se tiene que no ha dejado de ser la ciudad líder. En 66 de las 96 observaciones reportó la tasa más baja en el conjunto de ciudades. Por su parte, Pasto, Medellín y Manizales son las ciudades con el mayor número de observaciones más altas a lo largo del período considerado.

Una primera revisión de las series permite apreciar ciertas particularidades. Como se resaltó anteriormente, Bogotá se muestra como la ciudad líder del conjunto, con una tasa de desempleo generalmente menor a las del resto ciudades. Del mismo modo, Manizales, Medellín y, en especial, Pasto presentan una clara tendencia a estar por encima del agregado por largos períodos de tiempo.

Al comparar la posición relativa de Bogotá con respecto al resto de las ciudades, se observa que su posición aventajada se acentuó durante la década de 1990. Si bien el promedio de su tasa desempleo aumentó levemente de la década de 1980 a la década de 1990 (al igual que en todas las ciudades), fue en esta ciudad donde se registro el menor aumento. Contrario a lo que pasó en Bogotá, Medellín no solo fue la de mayor promedio durante los años 80, sino que fue la que obtuvo el mayor aumento, en términos relativos al resto de las ciudades para la década de 1990 (véase el Anexo 7).

Barranquilla fue la ciudad que sufrió el mayor cambio relativo durante las dos décadas: al principio de los 80 mantuvo un promedio bajo en comparación con el resto del grupo; en los 90 tuvo una dinámica similar a la del resto del

Figura 1. Tasa de desempleo de las siete ciudades principales



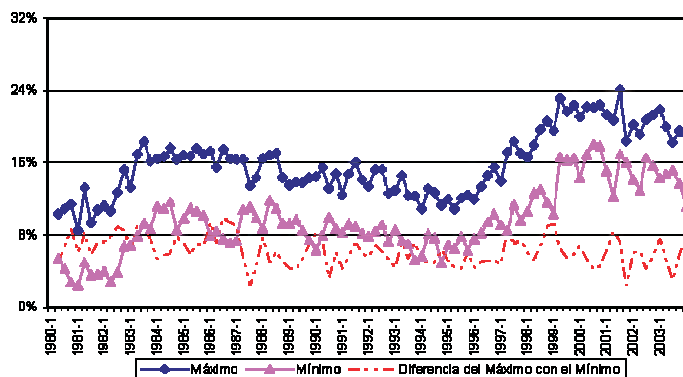
Fuente: DANE y cálculos del autor.

grupo; para los últimos años de la década de 1990, y los primeros años de la década siguiente, se ubicó nuevamente con un promedio muy por debajo del grupo.

A diferencia de países con un alto grado de integración de su fuerza de trabajo, en donde las regiones atrasadas de hoy se convierten en motores de crecimiento en décadas subsiguientes, en Colombia esto no se ha dado. Bogotá fortaleció su posición líder como enclave jalonador del resto de ciudades, lo que se refleja en los cambios de su posición relativa durante las dos décadas consideradas. Además de ser la ciudad con el mayor crecimiento de la población económicamente activa (PEA), mejoró su posición en términos relativos al resto de ciudades.

La diferencia entre la ciudad líder del grupo (aquella con menor grado de ocupación) y la de mayor rezago (aquella con mayor número de desempleados) es otro aspecto que vale la pena destacar. Durante todo el período se ha mantenido una diferencia significativa entre estos dos polos, en promedio ha sido de 6.25 %, la cual muchas veces alcanza a ser la mitad de la tasa de la ciudad con mayor desempleo. Lo que resulta interesante es que muchas veces esta diferencia es atribuible a las dos mismas ciudades –Bogotá y Medellín–, algo paradójico si se tiene en cuenta que son las dos ciudades con mayor participación en la PEA del país.

Figura 2. Intervalo entre el Máximo y el Mínimo de las tasas de desempleo



Fuente: DANE y cálculos del autor.

Si bien el conjunto de ciudades guardan cierto grado de sincronismo en sus movimientos durante el período considerado, esto no quiere decir que no se presenten claras diferencias entre ellas. Aunque la mayoría de las ciudades guardan relación cercana con el comportamiento del grupo, se aprecia que ciudades como Bucaramanga no tienen una relación tan estrecha. Por ejemplo, mientras a principio de la década del 80, las ciudades mostraban un aumento en la tasa de desempleo, esa ciudad mostró un leve descenso del desempleo.

Las diferencias de cada ciudad con respecto al comportamiento agregado del grupo parecen acentuarse durante los períodos de auge (cuando se reduce la tasa de desempleo), mientras en los períodos de crisis se reducen. El marcado sincronismo de las ciudades, así como la reducción de la distancia entre la

máxima y mínima tasa, durante la última parte del período considerado son un claro ejemplo de este fenómeno. Con excepción de Barranquilla, a partir de la segunda mitad de la década de 1990, las ciudades se han movido al unísono, y las diferencias entre las ciudades se redujeron, lo que de manera preliminar sugiere la existencia de relaciones de largo plazo entre las tasas de desempleo de las ciudades.

La convergencia o reducción de disparidades de las tasas de desempleo entre ciudades en épocas de crisis no es único para el caso colombiano. Tunny (2001), Martin (1997) y Bande et al. (2004) encontraron comportamientos muy similares para Australia, Inglaterra y España, respectivamente. El común denominador de estos trabajos es la utilización del índice de dispersión relativo de las tasas de desempleo. A continuación, se construye este índice para las siete ciudades consideradas.

Sean $\mu_c = U_c/L_c$ y $\mu_7 = U_7/L_7$ las tasas de desempleo para cada ciudad y para el grupo de las siete ciudades, respectivamente; donde el subíndice c denota una de las siete ciudades consideradas, el subíndice 7 denota el conjunto de las siete ciudades, U denota el número de personas desempleadas y L denota el tamaño de la fuerza laboral.

Si no existieran disparidades en la distribución del desempleo entre las ciudades, la participación en el desempleo correspondiente a cualquier ciudad debería ser proporcional a su participación en el tamaño de la fuerza laboral. Bajo este enfoque se define un indicador de disparidad para cada ciudad, el cual se toma como la diferencia entre la participación en el desempleo de cada ciudad y su participación en el tamaño de la fuerza laboral. De esta forma se tiene:

$$\begin{aligned} D_c &= \frac{U_c}{U_7} - \frac{L_c}{L_7} \\ &= \frac{\mu_c L_c}{\mu_7 L_7} - \frac{L_c}{L_7} \\ &= \frac{L_c}{L_7} \left[\frac{\mu_c - \mu_7}{\mu_7} \right] \end{aligned}$$

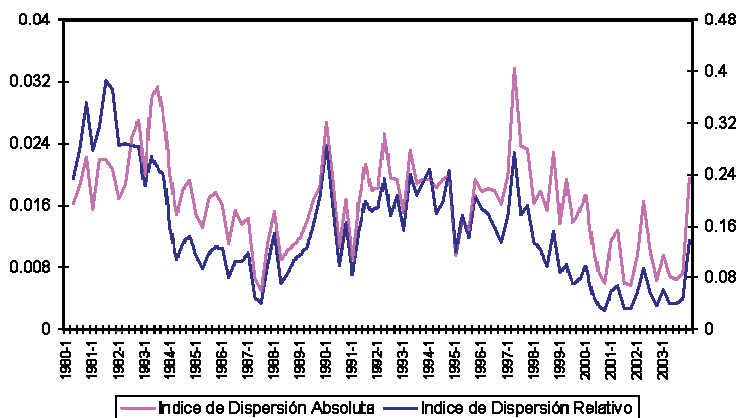
Sumando en términos absolutos y horizontalmente sobre todas las ciudades se llega a la siguiente expresión:

$$\begin{aligned} R_u &= \sum_c \left| \frac{U_c}{U_7} - \frac{L_c}{L_7} \right| \\ &= \sum_c \left| \left(\frac{L_c}{L_7} \right) \left(\frac{\mu_c - \mu_7}{\mu_7} \right) \right| \\ &= \frac{1}{\mu_7} \sum_c \left| \left(\frac{L_c}{L_7} \right) (\mu_c - \mu_7) \right| \\ &= \frac{A_u}{\mu_7} \end{aligned}$$

donde A_u es el índice de dispersión absoluto y R_u representa el índice de dispersión relativo del desempleo para las siete ciudades examinadas. El índice de dispersión absoluto de cada ciudad se puede definir como la diferencia entre su tasa de desempleo y el agregado, ponderada por su participación en el tamaño del mercado laboral. El índice de dispersión relativo simplemente deflacta el índice absoluto por la tasa de desempleo agregada. El efecto del índice de dispersión relativo es el siguiente: si el desempleo del grupo aumenta pero el índice absoluto se mantiene igual, entonces el grado de dispersión disminuirá (Tunny, 2001).

Mientras mayor sea la diferencia entre el comportamiento de cada ciudad y el comportamiento del grupo, mayor será el indicador $\frac{U_c}{U_7} - \frac{L_c}{L_7}$ y, por ende, mayores serán los índices de dispersión. De esta forma, un valor alto del índice mostrará un mayor grado de dispersión. Los resultados de la construcción de estos índices para el caso colombiano se presentan en la Figura 3.

Figura 3. Índices de dispersión relativo (eje derecho) y absoluto (eje izquierdo)



Fuente: DANE y cálculos del autor.

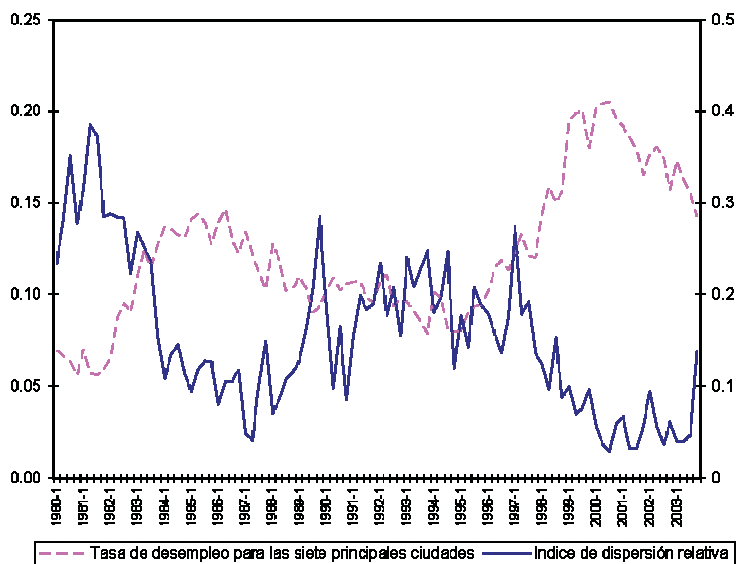
A pesar de estar deflactados por la tasa de desempleo agregada, los índices de dispersión guardan un alto grado de sincronización. Solo para el año 1982 mostraron tendencias contradictorias. Durante este año, mientras la dispersión absoluta aumentó, la relativa disminuyó. La correspondencia de ambos índices es interesante en la medida que provee argumentos sobre una relativa estabilidad de los diferenciales dentro del conjunto de ciudades.

Uno de los resultados más interesantes de la construcción de estos índices, es que permite abordar de manera más estricta la forma como se distribuye el desempleo entre las ciudades ante choques sobre todo el grupo. Para el caso colombiano, se aprecia que ante choques negativos las diferencias se distribuyen de manera homogénea. En épocas de crisis las disparidades disminuyen, lo que se refleja en reducciones en el índice de dispersión. Por otro lado, ante choques positivos (disminución de la tasa de desempleo) los beneficios no se

distribuyen de igual forma. En épocas de auge, cuando aumenta el empleo, son pocas ciudades del grupo las que reciben provecho. Al calcular el coeficiente de correlación, entre las tasas y la dispersión del desempleo, se encontró una relación inversa, reflejada en un coeficiente de -0.8 , valor relativamente alto en comparación con otros países.

Las mayores diferencias entre la tasa de desempleo y el índice de dispersión relativo ocurren a partir de 1997, cuando el desempleo subió bruscamente y el índice de dispersión cayó de igual manera. A partir de este año las disparidades de todas las ciudades con respecto al conjunto disminuyeron, contrario a lo que ocurrió en épocas de auge económico, cuando la tasa de desempleo llegó a niveles bajos. Durante estos períodos, la dispersión de las tasas de desempleo alcanzó sus niveles más elevados. Al desagregar el indicador se puede identificar la respuesta de cada ciudad con respecto al conjunto. De este análisis se destaca el comportamiento de Bogotá. A pesar de su gran participación en la construcción del indicador agregado, es la que más se distancia de las demás ciudades. En épocas de reactivación del empleo es la que más rápido responde, mostrando importantes diferencias con el resto de ciudades. En épocas de recesión, con altas tasas de desempleo, su distancia del resto de ciudades disminuye (véase el Anexo 6).

Figura 4. Tasa de desempleo vs. Índice de dispersión relativo



Fuente: DANE y cálculos del autor.

Bande et al. (2004) hicieron un ejercicio similar para nueve países europeos: Bélgica, Alemania, Grecia, España, Francia, Italia, Holanda, Portugal y Reino Unido. Los resultados que encontraron para Bélgica, España y Holanda fueron similares a los encontrados para Colombia: correlaciones negativas y mayores

que 60 %. Hay que anotar que los autores no identifican una única explicación para el comportamiento antes descrito. Para el caso español lo atribuyen a la sensibilidad de las disparidades al ciclo económico en procesos de negociación de salarios. Esa explicación es similar a la ofrecida por Brunello et al. (2001) para el caso italiano: ante la presencia de procesos centralizados de negociación de salarios el efecto imitación de un sector o región hacia otro puede implicar aumentos en las disparidades.

Las diferencias en los sectores productivos, en la composición de la fuerza laboral y en el comportamiento de la productividad hacen que los aumentos de salarios en las regiones rezagadas puedan neutralizar los estímulos positivos creados en otras partes. Esto implicaría fuertes asimetrías en la forma como responde cada ciudad ante choques, bien sea positivos o negativos. De esta forma, mientras en una ciudad un aumento de salarios puede ser beneficioso, los mismos salarios en otra ciudad o sector pueden encarecer el factor trabajo debido a rezagos en la productividad.

Cabe anotar que este es un proceso que además de centralizado es bastante rígido, al menos para el caso colombiano. Iregui y Otero (2003) encontraron, de forma paradójica, que en el largo plazo la productividad no tenía efectos significativos en el nivel de los salarios. Se puede decir entonces que la aceptación del salario mínimo no solo corresponde a un esquema generalizado sino bastante inflexible, y obedece a factores institucionales de negociación. Esta lógica supone asimetrías entre las regiones y, por ende, en la forma como responde cada una de ellas ante choques.

Si esta hipótesis se acepta y se le suman los resultados encontrados por Arango y Posada (2001) para Colombia acerca de las rigideces del salario real como mecanismo de ajuste del desempleo, entonces se tendrían argumentos explicativos sobre el fenómeno asimétrico de cómo responden las ciudades ante choques positivos. Un análisis detallado sobre este comportamiento escapa a los objetivos planteados en este trabajo, pero es claro que un mayor análisis sobre este aspecto es necesario para Colombia, en donde la aceptación y negociación del salario mínimo se da de manera generalizada.

3. Análisis de cointegración

El concepto de cointegración es relativamente nuevo en la teoría econométrica actual. Desde su aparición hasta el presente, han sido muchas sus aplicaciones y avances. La posibilidad de poder identificar relaciones estables en el largo plazo hacen que esta herramienta estadística se ubique en un amplio espectro de posibles aplicaciones: análisis estructurales, predicciones y evaluación de convergencia, entre otras.

Uno de los mayores atractivos del análisis de cointegración es la posibilidad de identificar los mecanismos de ajuste en el corto plazo, sin perder la información de largo plazo contenida en el nivel de las variables que examina. Si bien permite identificar y contrastar las relaciones de equilibrio de largo plazo, el modelo de corrección de errores en el que se basa la metodología de Johansen

permite de igual manera modelar el comportamiento de choques en el corto plazo. Dadas estas características y los objetivos aquí planteados, esta metodología resulta idónea para evaluar las relaciones entre las tasas de desempleo.

La existencia de relaciones cointegrantes en un conjunto de variables se puede entender como una relación determinística y de equilibrio entre ellas. De esta forma, los vectores de cointegración existentes se pueden concebir como vínculos que ligan las variables en un horizonte de tiempo futuro. Para el caso de las tasas de desempleo, la existencia de estos vectores sugeriría una relación estable entre ellas. En otras palabras, un posicionamiento sólido de cada ciudad frente al indicador agregado y a cada una de las otras ciudades.

La presencia de estas relaciones cointegrantes no debe considerarse como una relación rígida que cierra la puerta a oscilaciones temporales. Como se mencionó anteriormente, la hipótesis de equilibrio entre las disparidades de las tasas de desempleo no es excluyente de la presencia de choques de corto plazo que alteren momentáneamente las relaciones preestablecidas. Así las cosas, la existencia de posibles choques puede aumentar los diferenciales de las ciudades, pero con efectos transitorios que se desvanecerán en el tiempo dejando a la ciudad en la posición en la que estaba inicialmente. El salto de la tasa de desempleo de Cali en 1997, y su posterior normalización, parece ilustrar esta hipótesis para el caso colombiano. Si bien existen características y propiedades que sustentan la existencia de relaciones de equilibrio entre ciudades, no se pueden descartar mecanismos de ajuste dentro del grupo, responsables del desvanecimiento de estos diferenciales momentáneos y que restablecen las relaciones de largo plazo.

La presencia de disparidades permanentes en las tasas de desempleo no significa que los mercados laborales funcionen de manera aislada el uno del otro. “La cointegración entre series puede ser consistente con un diferencial creciente, decreciente o constante, dependiendo de los valores de los parámetros de la relación” (Jaramillo et. al, 2001, p. 94). Estos autores adoptan el concepto de cointegración como condición de evaluación de la integración del mercado laboral, de ahí la importancia del examen de la forma del vector de cointegración. Este criterio de evaluación no está exento de críticas. Galvis (2001) propone un criterio más estricto para la evaluación de la integración del mercado laboral de las ciudades. Este autor afirma que, si bien la cointegración es condición necesaria para la integración del mercado laboral, no es suficiente. Es por esto que basa su análisis de integración de los mercados en la convergencia de los salarios y no en su cointegración.

Un conjunto de variables están cointegradas cuando siendo ellas integradas de orden mayor que 0, existe entre ellas una relación con orden de integración menor al de las variables originales. De esta forma, si se tiene un grupo de variables $I(1)$ que están cointegradas, existirá una combinación lineal entre ellas que es $I(0)$. En general, la integrabilidad es una propiedad dominante. La formación de una variable a partir de variables integradas resulta en una variable con orden de integración igual al mayor orden de integración de las variables que la conforman. La cointegración es una excepción a este comportamiento.

De manera específica, los componentes de un vector $Y_t(m \times 1)$ con m variables están cointegrados de orden d y b , que se denota $Y_t \sim CI(d, b)$, cuando se cumple que:

- Todos los componentes de Y_t son integrados de orden d .
- Existe un vector $Z_t = \alpha' Y_t \sim I(d - b)$, $b > 0$.

3.1. Pruebas de raíz unitaria

Como un primer paso del análisis de cointegración de las tasas de desempleo, se efectuaron pruebas de raíz unitaria sobre las ocho series de datos: siete, correspondientes a las ciudades incluidas, y una adicional, al conjunto de ellas. En general, se encontró que las series son no estacionarias. Esto quiere decir que ante choques externos las series se verán afectadas de manera permanente en el largo plazo: después de un choque no tenderán a revertir su dinámica a una media pasada. En otras palabras, los efectos de los choques serán permanentes.

Se utilizaron tres pruebas para revisar la existencia de raíces unitarias: Dickey-Fuller Aumentada (ADF), Phillips-Perron y KPSS; de tal forma que cuando existiera discrepancia entre dos pruebas, una tercera pudiera romper el empate y se pudiera tomar una decisión. Cuatro de las siete ciudades –Bogotá, Cali, Manizales y Medellín– no mostraron evidencia alguna sobre la ausencia de raíces unitarias. Las pruebas efectuadas mostraron fuerte evidencia estadística a favor de la no estacionariedad de sus tasas de desempleo. Las tasas de desempleo para el resto de ciudades presentaron resultados contradictorios para dos de las tres pruebas, por lo que se tomó la decisión basándose en la prueba restante. La hipótesis de estacionariedad fue evaluada con un nivel de significancia del 5 %. Por otro lado, para las series correspondientes a Bucaramanga y Pasto, la hipótesis de raíz unitaria no fue rechazada. Por esta razón, estas dos ciudades no fueron incluidas en el análisis de cointegración. Los resultados de las pruebas se presentan en el Cuadro 1. Los valores de los estadísticos de las pruebas se presentan en los anexos del documento.

Tabla 1. Resultados de las pruebas de raíz unitaria

	ADF	Phillips-Perron	KPSS	Decisión
Bogotá D.C.	Raíz Unitaria	Raíz Unitaria	Raíz Unitaria	Raíz Unitaria
Bucaramanga	Estacionaria	Estacionaria	Estacionaria	Estacionaria
Barranquilla	Raíz Unitaria	Estacionaria	Raíz Unitaria	Raíz Unitaria
Cali	Raíz Unitaria	Raíz Unitaria	Estacionaria	Raíz Unitaria
Manizales	Raíz Unitaria	Raíz Unitaria	Raíz Unitaria	Raíz Unitaria
Medellín	Raíz Unitaria	Raíz Unitaria	Estacionaria	Raíz Unitaria
Pasto	Raíz Unitaria	Estacionaria	Estacionaria	Estacionaria
5 Ciudades	Raíz Unitaria	Raíz Unitaria	Raíz Unitaria	Raíz Unitaria

Los resultados encontrados con estas pruebas son, en general, similares a los encontrados por otros autores. Arango y Posada (2001), realizando pruebas de raíz unitaria sobre la misma serie de datos desestacionalizados, encuentran raíces unitarias en todas las ciudades con excepción de Pasto. Usualmente, los estudios que toman variables para Pasto llegan a los mismos resultados sobre la no existencia de raíces unitarias en variables de su mercado laboral. La marcada segmentación y aislamiento de esta ciudad con respecto al resto del país parece anotarse como una posible explicación a este comportamiento.

Al considerar la ciudad de Pasto, la cual registró muchas veces la máxima tasa de desempleo del conjunto de las siete ciudades, lo anterior resulta importante. Este documento no pretende estimar la tasa natural de desempleo de esta ciudad, pero la estacionariedad del desempleo supone que ella está oscilando alrededor de su nivel de equilibrio. El comportamiento de Pasto resulta interesante por dos características: la primera, ser una ciudad fronteriza y depender en gran medida del comercio con Ecuador; y, por otro lado, el poco nivel de integración con el resto de ciudades colombianas. Si bien el primer factor le imprimiría volatilidad al comportamiento de sus variables económicas, el segundo factor le otorga cierto grado de independencia de las volatilidades del resto de la economía nacional.

Una característica común de las dos ciudades –Pasto y Bucaramanga–, y que podría ser explicatoria de este comportamiento, es la tasa de informalidad del empleo. Durante gran parte del período, estas dos ciudades registraron la mayor tasa de informalidad del conjunto de las siete ciudades. Henao et al. (1999) encuentran, para la década de 1990, una relación inversa entre el tamaño de la ciudad y el grado de informalidad de su empleo. Pasto y Bucaramanga fueron las ciudades que ilustraron este comportamiento más claramente¹. De esta forma, la movilidad hacia el sector informal podría atribuirse como factor explicativo de la estacionariedad de la serie. Cuando existen choques sobre el mercado laboral, las personas tendrían incentivos para trasladarse al empleo informal y, de esta manera, la tasa de desempleo regresaría a su nivel original. Para el caso de Bucaramanga, gran parte de su economía y, por ende, de su empleo se ubica en el sector terciario, lo que sustentaría esta hipótesis. Las posibilidades de arbitramiento que se derivan de su cercanía a la frontera colombo-venezolana dan soporte a esta idea (Mojica & Paredes, 2004).

3.2. Pruebas de cointegración (Johansen)

Como forma de superar algunas limitaciones de metodologías uniecuacionales para detectar cointegración, el análisis sobre las tasas de desempleo se llevará a cabo con la metodología propuesta por Johansen (1988). Esta metodología tiene ciertas ventajas en comparación con otras. Como primer aspecto, no necesita la incorporación de información a priori sobre la exogeneidad de las variables. Los resultados de las metodologías uniecuacionales pueden llegar a

¹Los autores anotan a Manizales como la excepción para este comportamiento.

ser muy sensibles a la escogencia de la variable que se tome como dependiente en la primera etapa de estimación.

Una segunda ventaja es la facultad de contrastar el orden de integración de las variables así como la existencia de varias relaciones cointegrantes, a diferencia de otros esquemas que parten del supuesto de la existencia de un solo vector de cointegración. Esta metodología se basa en la razón de máxima verosimilitud, valores propios y rango de las matrices. De manera intuitiva, se puede decir que “el procedimiento de Johansen no es más que una generalización multivariada de la prueba de Dickey-Fuller” (Enders, 1995, p. 186). Para una explicación más detallada de esta prueba, véase el Anexo Metodológico.

Como común denominador se encontró que las cinco ciudades –Bogotá, Medellín, Cali, Barranquilla y Manizales– presentan una relación estable en el largo plazo con respecto al comportamiento promedio del grupo. Es decir, se encontró evidencia estadística de la existencia de cointegración entre las tasas de desempleo de cada ciudad y la del agregado. Esto significa que existe una relación estable de la posición de cada ciudad al interior del sistema. Si bien no se suprime la posibilidad de choques que puedan alterar esta situación de equilibrio, los efectos de estos choques tenderán a desaparecer en el largo plazo, a menos que aparezcan nuevos choques y sus efectos renueven los diferenciales.

Para Bogotá, Barranquilla y Cali se encontró existencia de cointegración en el primer modelo con un rezago. Al revisar la caracterización del modelo se halló que los errores tenían un buen comportamiento. La hipótesis nula de no autocorrelación no pudo rechazarse a un nivel de significancia del 5 %. Se utilizaron dos pruebas para revisar la autocorrelación de los errores: la prueba de Portmanteau y la LM. Se utilizó la prueba de normalidad multivariada sobre los errores para revisar su distribución. La hipótesis de normalidad de los errores tampoco pudo ser rechazada para los datos de esas ciudades. Los resultados de las pruebas se presentan en las tablas anexas.

Para Medellín y Manizales se encontró evidencia de cointegración en el Modelo 2 con un rezago, pero al revisar los errores se encontró que la hipótesis de normalidad multivariada fue rechazada. Para estas ciudades se encontró que el Modelo 2 con cuatro rezagos tenía errores sin autocorrelación y la hipótesis de normalidad no era rechazada. Para cada una de las relaciones tomadas se hicieron las respectivas pruebas de exclusión de cada uno de los componentes del vector de cointegración. Para todos ellos se encontró que la constante debía ser incluida en el vector de cointegración. La presencia de este parámetro en el espacio de cointegración es importante en la medida que sustenta de manera directa la existencia de diferenciales permanentes entre las tasas.

La existencia de estas diferencias entre ciudades, reflejadas en la presencia de la constante en el espacio de cointegración, serviría para apoyar la idea de algún grado de independencia en el funcionamiento de los mercados laborales. En la realidad, esta afirmación no es necesariamente cierta. El marcado sincronismo de las tasas de desempleo consideradas desvirtuaría esta afirmación. De esta forma, la cointegración de las variables reflejaría un mecanismo de integración. Una integración entendida no como la convergencia de las tasas a un mismo

valor, sino como una relación en la que, si bien hay diferencias, existen formas comunes de responder ante choques como un sistema.

Aprovechando el *Teorema de Representación de Granger*, se pueden encontrar los efectos de ajuste del sistema. Bajo este teorema, si la matriz Π tiene rango reducido $r < n$, entonces existen las matrices α y β de dimensiones $n \times r$ tales que $\Pi = \alpha\beta$ y $\beta'Y_t$ es $I(0)$. Los parámetros α corresponden a factores de ajuste, mientras β contiene los vectores de cointegración que se calculan. La descomposición de la matriz Π permite, entonces, revisar la forma y velocidad con que una ciudad se ajusta a los movimientos del grupo. Valores altos de α indicarán ajustes rápidos; por el contrario, valores bajos en el vector α denotarán renuencia de las ciudades en el proceso de ajuste a los choques. Una ventaja adicional de esta descomposición es que, de manera indirecta, permite analizar los dos enfoques explicativos de las disparidades de las tasas de desempleo. Por un lado, la estimación de los α se asocia a una visión de desequilibrio de las tasas (cómo se ajustan las relaciones de equilibrio ante la presencia de choques); por otro lado, el vector β permite identificar las relaciones de largo plazo, dado que existan.

Tabla 2. Vectores de cointegración y factores de ajuste

	Vector de cointegración normalizado			Velocidades de ajuste
	Cinco ciudades	C (Error estándar)	τ (Error estándar)	
Bogotá	1	-0.0269 (-0.0044)	-0.8584 (-0.0344)	-0.7987 (-0.1627)
Medellín	1	0.1001 (-0.0117)	-1.5862 (-0.0913)	-0.4830 (-0.1254)
Cali	1	-0.0134 (-0.0086)	-0.8721 (-0.0675)	0.1077 (-0.0853)
Barranquilla	1	0.0812 (-0.0086)	-1.5931 (-0.0675)	-0.6723 (-0.1247)
Manizales	1	0.0047 (-0.0066)	-0.9524 (-0.0513)	-0.5806 (-0.1977)

Los resultados encontrados con el análisis de cointegración van de la mano con lo que, de manera preliminar, se puede ver en los gráficos de las series. Bogotá mantiene una posición de líder en el grupo. La constante negativa y significativa presente en el vector de cointegración muestra una posición inferior y estable por debajo del promedio. Aunque es la ciudad con mayor participación en la fuerza laboral, es la que menor participación tiene en la distribución del desempleo, además de ser la ciudad con el mayor parámetro de ajuste. Esto es paralelo a los resultados hallados con el análisis de dispersión de las tasas de desempleo. Bogotá es la ciudad que más rápido y en mayor forma responde en todo el grupo. Es claro que, siendo la ciudad con mayor dinamismo, tenga un efecto jalonador sobre la economía de otras ciudades. Pero vale aclarar que el efecto que puede tener sobre las otras ciudades puede ser asimétrico. Cuando

el grupo de ciudades sufre un choque negativo, el efecto se distribuye de manera más equitativa que cuando el efecto es positivo.

Para Medellín se aprecia una situación contraria. En el vector de cointegración hallado también hay una constante significativa pero con un signo contrario. Además, mantiene una relación con la tasa de desempleo agregada que la ubica por encima del resto de ciudades (lo que es fácilmente apreciable en la gráfica de la serie y en el número de veces que reporta la tasa más alta de desempleo). De igual forma, esta ciudad muestra una de las velocidades de ajuste más bajas. Se puede decir que existen rigideces en el mercado laboral de esta ciudad que hacen que los efectos de los choques sean más persistentes y agudos en comparación con el resto de ciudades.

Según Henao y Rojas (1998) esto se debe a unos incentivos negativos al desempleo más fuertes con respecto a otras ciudades. El segmento de la población más propenso a migrar es el que mayor tasa de desempleo tiene, “existe una especie de ‘subsidio al desempleo’ otorgado por las familias a estos jóvenes que les permite permanecer desempleados durante más tiempo sin que tengan que migrar a otras ciudades” (Henao & Rojas, 1998, p. 18). Cabe destacar que los resultados referentes a la relación de largo plazo que mantienen Bogotá y Medellín con el conjunto, son paralelos a los resultados encontrados por estos autores sobre la tasa natural de desempleo. Estas dos ciudades son las que presentan las tasas más bajas y más altas, respectivamente.

Los resultados de los vectores de cointegración para el resto de ciudades no son tan intuitivos y/o claros como los encontrados para Bogotá y Medellín. Los resultados para Manizales muestran un comportamiento muy cercano al promedio. Para Barranquilla se nota que si bien estuvo por encima del promedio durante varios períodos, esta situación cambió en la última parte del período, cuando se ubicó por debajo del promedio por espacio de tres años. Este comportamiento puede ser reflejo de los signos contrarios de la constante y el coeficiente que acompaña la tasa de desempleo en el vector de cointegración. Si bien el factor de ajuste para todas las ciudades resultó ser significativo en las estimaciones, para el caso de Cali no lo fue.

Una de las críticas que surgen a partir de este tipo de análisis es el sesgo que puede existir en regiones muy grandes dentro del grupo. Dado que la tasa de desempleo para las cinco ciudades es un promedio ponderado de las tasas de desempleo de cada ciudad, la gran participación de Bogotá en el agregado puede llevar a que las estimaciones hechas para esta ciudad resulten sesgadas. Esta posible falla no desestima el análisis (ni para Bogotá, ni para el resto de ciudades), pues se espera que esta región tenga una relación estrecha con la economía de la totalidad de las ciudades y, por ende, con su desempleo (Martin, 1996).

Como forma de explorar estas relaciones y de minimizar cualquier posible sesgo, en caso de que exista, se estimó un último modelo en el que se incluyen las relaciones entre ciudades y no de cada una de ellas referidas al promedio. A diferencia de las estimaciones anteriores, esta no incluye un indicador agregado debido a que lo que se pretende analizar son las relaciones entre ciudades.

De esta forma, las disparidades, dinámica y relaciones del desempleo entre las ciudades no estarían referidas a un agregado sino relacionadas entre ellas mismas. De manera preliminar, se podría pensar que los resultados no deberían cambiar dramáticamente; si dos ciudades están cointegradas con una tercera (e.g., Bogotá), se esperaría que estas también estuviesen cointegradas.

Como aspecto metodológico, no se eliminó la posibilidad de más de un solo vector de cointegración, razón por la cual se relajó el criterio de *pantula* utilizado en el apartado anterior. En el análisis de cada ciudad con el agregado, solo puede haber una relación cointegrante. En este análisis resulta importante revisar la existencia de más relaciones cointegrantes. Por esta razón, no se cierra la puerta a esta posibilidad. La existencia de estas relaciones puede corroborar la presencia de relaciones especiales entre subconjuntos de ciudades. El modelo que se estimó tiene la siguiente forma:

$$\begin{bmatrix} \Delta\mu_{\text{BOG},t} \\ \Delta\mu_{\text{MED},t} \\ \Delta\mu_{\text{CALI},t} \\ \Delta\mu_{\text{BAQ},t} \\ \Delta\mu_{\text{MZL},t} \end{bmatrix} = \Gamma_0 + \Gamma_1 \begin{bmatrix} \Delta\mu_{\text{BOG},t-1} \\ \Delta\mu_{\text{MED},t-1} \\ \Delta\mu_{\text{CALI},t-1} \\ \Delta\mu_{\text{BAQ},t-1} \\ \Delta\mu_{\text{MZL},t-1} \end{bmatrix} + \Gamma_2 \begin{bmatrix} \Delta\mu_{\text{BOG},t-2} \\ \Delta\mu_{\text{MED},t-2} \\ \Delta\mu_{\text{CALI},t-2} \\ \Delta\mu_{\text{BAQ},t-2} \\ \Delta\mu_{\text{MZL},t-2} \end{bmatrix} + \cdots$$

$$\cdots + \Gamma_{p-1} \begin{bmatrix} \Delta\mu_{\text{BOG},t-p} \\ \Delta\mu_{\text{MED},t-p} \\ \Delta\mu_{\text{CALI},t-p} \\ \Delta\mu_{\text{BAQ},t-p} \\ \Delta\mu_{\text{MZL},t-p} \end{bmatrix} + \Pi \begin{bmatrix} \Delta\mu_{\text{BOG},t} \\ \Delta\mu_{\text{MED},t} \\ \Delta\mu_{\text{CALI},t} \\ \Delta\mu_{\text{BAQ},t} \\ \Delta\mu_{\text{MZL},t} \end{bmatrix} + \varepsilon_t$$

Nuevamente, μ representa la tasa de desempleo en el momento t .

$\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \cdots + \Pi_i$, $\Pi = -I + \Pi_1 + \cdots + \Pi_p$ y las matrices Π corresponden a la estimación del modelo como un VAR no restringido en niveles.

Las pruebas de Johansen realizadas con los valores propios de Π muestran evidencia de cointegración en el grupo de variables. De hecho, las pruebas soportan la existencia de tres vectores de cointegración. Nuevamente se utilizó el teorema de representación de Granger para descomponer la matriz Π y encontrar las velocidades de ajuste de las ciudades. Al igual que en el análisis anterior, se encontró que el Modelo 2 con un rezago tenía un buen comportamiento sobre sus errores. Es decir, que no presentan autocorrelación y la hipótesis de normalidad multivariada no es rechazada. A continuación se presentan los resultados sobre los vectores de cointegración. (Véase el Cuadro 3).

La presencia de estas relaciones cointegrantes sustenta la idea de relaciones estables en el largo plazo; no solo de una ciudad referida al comportamiento promedio, sino igualmente entre ciudades. Si bien la existencia de estas relaciones no puede evaluar la presencia de convergencia en el mercado laboral colombiano, sí apoya la idea de un mecanismo de integración, aún con la presencia

Tabla 3. Vectores de cointegración (modelo con las cinco ciudades)

Bogotá	Medellín	Cali	B/quilla	Manizales	C
-42.09869	12.56491	-4.047932	-40.57270	69.60895	-0.733479
61.24499	-13.60939	-39.76421	-58.79008	18.73927	5.082484
9.389900	28.45825	25.45922	-29.76962	-44.11746	1.434139

de disparidades permanentes las cuales han sido el común denominador en todo el período analizado.

Tabla 4. Factores de ajuste (modelo con las cinco ciudades)

	Bogotá	Medellín	Cali	B/quilla	Manizales
Bogotá	0.004037	-0.004178	0.001815	0.001224	0.000400
Medellín	0.002076	0.001650	0.002222	0.004150	-0.000124
Cali	0.001922	-0.000536	0.001599	0.000451	-0.002192

Los parámetros de ajuste encontrados para el primer vector de cointegración reafirman los resultados de los apartados anteriores. Si bien el mercado laboral colombiano es bastante rígido, apoyándose en los valores de ajuste, se puede decir que Bogotá lo es en menor grado. Cali, Barranquilla y Manizales muestran unos parámetros de ajuste mucho menores, pero con el mismo signo. Partiendo de esas relaciones de cointegración, también se puede afirmar que Bogotá no es una ciudad guía sólo por tener las menores tasas: es una ciudad líder por mantener una dinámica de ajuste, a largo plazo, más rápida.

4. Conclusiones

Se analizaron las disparidades existentes entre la tasas de desempleo de las siete ciudades principales del país utilizando un índice de dispersión y, posteriormente, se realizó un análisis de cointegración sobre las series para examinar esas diferencias. En la primera parte del análisis se estimó el índice de dispersión, tanto el absoluto como el relativo, a partir del cual se pueden identificar tres subperíodos. El primero, que abarca desde los primeros años de la década de 1980, caracterizado por una disminución de los índices, los cuales registraron niveles muy altos en los primeros años. Un segundo subperíodo, caracterizado por un comportamiento relativamente estable, el cual abarca los últimos años de los ochenta hasta 1997. Y un último subperíodo en el que se da una disminución de las medidas de dispersión, comprendido desde 1997 hasta los últimos años del período, y que estuvo caracterizado por un aumento de las tasas de desempleo en las ciudades consideradas.

Al cruzar los resultados de los índices de dispersión con las tasas globales de desempleo, se nota una clara relación procíclica de las tasas. Es decir, cuando

las ciudades están en la etapa favorable del ciclo, con bajas tasas de desempleo, las desigualdades aumentan. Por otro lado, cuando las tasas de desempleo están en niveles relativamente bajos, las desigualdades, medidas por los índices de dispersión, muestran un descenso. Estos movimientos se pueden definir como dinámicas procíclicas de los diferenciales de las tasas de desempleo (Martin, 1996). Cuando la economía emerge de una crisis, algunas ciudades experimentan primero, y en mayor grado, reducciones en la tasa de desempleo, dejando a otras ciudades en una clara posición rezagada. Para el caso colombiano la ciudad que experimenta primero estas reducciones es Bogotá.

Esta relación inversa entre la dispersión y el nivel de la tasa de desempleo se sustenta en las diferentes formas en que cada ciudad responde a los choques que se dan sobre el agregado de la economía. Las diferencias en los sectores productivos y en la fuerza laboral, además de un proceso centralizado de negociación del salario mínimo, parecen sustentar esta relación entre la dispersión y los niveles de la tasa de desempleo. Colombia no es el único país con este comportamiento; países como España e Italia presentan comportamientos muy similares. Trabajos realizados para estos países muestran cómo los efectos de contagio de los procesos de negociación de salarios se anotan como responsables de estos fenómenos. Bajo una misma legislación laboral y con mecanismos centralizados de negociación salarial, un mecanismo tan rígido puede actuar como un factor de divergencia y generar disparidades. Si se tiene en cuenta que la participación de cada ciudad en la distribución de la PEA ha sido estable, la búsqueda de explicaciones se debe enfocar en la demanda laboral más que en la oferta.

Para examinar las diferencias y/o relaciones de las tasas de desempleo se evaluó la cointegración de las series por medio de la metodología de Johansen. Se realizaron seis modelos, uno evaluando la cointegración de cada una de cinco ciudades con el comportamiento promedio y otro examinando la cointegración del grupo de cinco ciudades. En general, se encontró que cada una de las series de desempleo de las cinco ciudades evaluadas –Bogotá, Barranquilla, Medellín, Cali y Manizales– estaban cointegradas con el comportamiento del grupo.² Además, se encontró la presencia de tres vectores de cointegración al considerar el conjunto de las cinco ciudades.

En el análisis de cada ciudad con respecto al comportamiento agregado se encontró evidencia de cointegración. La existencia de esta relación supone la presencia de relaciones de largo plazo entre cada ciudad y el promedio. En la mayoría de los casos se encontró un vector de cointegración con una constante. Con excepción de Manizales y Medellín, las relaciones de cointegración se encontraron con modelos de un solo rezago. Los vectores de cointegración para esas dos ciudades se encontraron en modelos con cuatro rezagos. Estos modelos con un mayor número rezagos van de la mano con un menor factor de ajuste, sustentando la idea de un menor dinamismo de los mercados laborales de estas dos ciudades.

²De este análisis se excluyeron dos ciudades: Pasto y Bucaramanga. Se descartaron debido a que en la revisión preliminar de las series estas resultaron estacionarias.

Por último, y aprovechando el teorema de representación de Granger, se examinaron los dos enfoques explicativos de los diferenciales de las tasas de desempleo. La estimación de los factores de ajuste α provee medidas sobre la visión de desequilibrio, mientras que el cálculo del vector β apoya la idea de relaciones de equilibrio en las que se sustenta el otro enfoque. Con estas estimaciones se encontró una relación positiva entre la posición relativa de la tasa de desempleo, y la velocidad de ajuste de cada ciudad, y el comportamiento promedio. Medellín y Manizales, las ciudades con tasas más altas, son las que presentan los factores de ajuste más rígidos. Por otro lado, Bogotá, la ciudad con la mejor posición relativa, es la que presenta un mayor dinamismo en el proceso de ajuste, lo que ha reforzado su posición ventajosa en comparación con el resto durante todo el período analizado.

Referencias

- Arango, L., Posada, C. (2001). El desempleo en Colombia. *Borradores de Economía* 176. Banco de la República, Bogotá D.C. Recuperado el 30 de noviembre, en <http://www.banrep.gov.co/docum/ftp/borra176.pdf>.
- Bande, R., Fernández, M., Montuenga, V. (2004). Regional unemployment in Spain: disparities, business cycles and wage setting. XIX National Conference on labour economics, Modena, Italia.
- Brunnello, G., Lupi, C., Ordine, P. (2001). "Widening differences in Italian regional unemployment". *Labour Economics* 8(1), 103-129.
- Elhorst, J. P. (2003). "The mystery of regional unemployment differentials: theoretical and empirical explanations". *Journal of Economic Surveys* 17(5).
- Enders, W. (1995). *Applied econometric time series*. John Wiley & Sons: EE.UU.
- Galvis, L. A. (2004). Integración regional de los mercados laborales en Colombia en la década de 1990. En Meisel, A. (Ed.), *Macroeconomía y regiones en Colombia*. Banco de la República: Bogotá D.C.; 218-255.
- Granger, C. (2004). "Time series analysis, cointegration, and applications". *The American Economic Review* 94(3), 421-425.
- Hansen, N. (1995). "Addressing regional disparity and equity objectives through regional policies: a sceptical perspective". *Papers in Regional Science* 74(2), 89-104.
- Henao, M., Rojas, N. (1998). "La tasa natural de desempleo en Colombia". *Archivos de Economía* 89. Departamento Nacional de Planeación: Bogotá D.C.
- Henao, M., Rojas, N., Parra, A. (1999). El mercado laboral urbano y la informalidad en Colombia: evolución reciente. Departamento Nacional de Planeación, Documento de trabajo No. 5.
- Iregui, A. M., Otero, J. (2003). "On the dynamics of unemployment in a developing economy". *Applied Economics Letters* 10.

- Jaramillo, C., Nupia, O., Romero, C. (2001). Integración en el mercado laboral colombiano. En Meisel, A. (Ed.), *Regiones, ciudades y crecimiento económico en Colombia*. Banco de la República: Bogotá D.C.; 91-148.
- Johansen, S. (1988). "Statistical analysis and cointegrating vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231-54.
- Lamarche, C., Porto, A., Sosa, W. (1998). Aspectos Regionales del desempleo en la Argentina. Universidad de la Plata, Documento de Trabajo No. 8. Recuperado el 30 de noviembre de 2004, en <http://www.aaep.org.ar/espa/anales/resumen.98/lamarche.porto.sosa-escudero.htm>.
- Marston, S. (1985). "Two views of the geographic distribution of unemployment". *The Quarterly Journal of Economics*, 100(1), 57-79.
- Martin, R. (1996). "Regional unemployment disparities and their dynamics". *Regional Studies* 31(3). Cambridge.
- Mojica, A., Paredes, J. (2004). La economía colombo-venezolana y su impacto en la región de frontera. 1999-2003. Centro de Estudios Económicos, Bucaramanga. Recuperado el 29 de enero de 2005, en <http://www.banrep.gov.co/docum/Pdf-econom-region/CREE/Santander/LaEconomia-Colombo-Venezolana.1999-2003.pdf>.
- Pehkonen, J., Tervo, H. (1998). "Persistence and turnover in regional disparities". *Regional Studies* 32(5). Cambridge.
- Suriñach, J., Artis, M., López, E., Sansó, A. (1995). *Análisis económico regional, nociones básicas de la teoría de la cointegración*. Barcelona.
- Tunny, G. (2001). Unemployment in Queensland: the regional dimension. Labour Market Research Unit, Department of Employment and Training, Working Paper No. 3. Recuperado el 30 de noviembre de 2004, en http://www.trainandemploy.qld.gov.au/client/resources/about/research_publications/reports_research/pdf/regionaldimension.pdf.

Anexo Metodológico

Pruebas de cointegración de Johansen

Johansen se basa en una estimación VAR del conjunto de variables en sus niveles, al igual que en una estimación VEC. Para el análisis de cointegración de cada ciudad con el indicador agregado, el modelo a estimar sería:

$$\begin{bmatrix} \Delta\mu_{c,t} \\ \Delta\mu_{5,t} \end{bmatrix} = \Gamma_0 + \Gamma_1 \begin{bmatrix} \Delta\mu_{c,t-1} \\ \Delta\mu_{5,t-1} \end{bmatrix} + \Gamma_2 \begin{bmatrix} \Delta\mu_{c,t-2} \\ \Delta\mu_{5,t-2} \end{bmatrix} + \dots \\ \dots + \Gamma_{p-1} \begin{bmatrix} \Delta\mu_{c,t-p+1} \\ \Delta\mu_{5,t-p+1} \end{bmatrix} + \Pi \begin{bmatrix} \Delta\mu_{c,t} \\ \Delta\mu_{5,t} \end{bmatrix} + \varepsilon_t \quad (1)$$

donde $\mu_{c,t}$ es la tasa de desempleo para la ciudad considerada en el momento t , $\mu_{5,t}$ es la tasa de desempleo agregada para las cinco ciudades en el período t y Γ_0 es un vector de constantes. Además,

$$\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_i$$

y

$$\Pi = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_p$$

Las matrices Π corresponden a la estimación VAR del sistema con las variables en sus niveles. De esta forma,

$$\begin{bmatrix} \mu_{c,t} \\ \mu_{5,t} \end{bmatrix} = \Pi_0 + \Pi_1 \begin{bmatrix} \mu_{c,t-1} \\ \mu_{5,t-1} \end{bmatrix} + \dots + \Pi_p \begin{bmatrix} \mu_{c,t-p} \\ \mu_{5,t-p} \end{bmatrix} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Dado que las variables de la parte derecha de (1) son integradas de orden 1, su primera diferencia es estacionaria. Del otro lado de la misma ecuación se encuentran rezagos de la misma variable, por tanto, también estacionarios. De esta forma, para que la ecuación esté equilibrada y se conserve la estacionariedad de las variables dependientes en la ecuación, el término $\Pi \begin{bmatrix} \mu_{c,t} \\ \mu_{5,t} \end{bmatrix}$ debería ser $I(0)$. Así las cosas, la matriz Π , aparte de recoger los efectos de largo plazo, también contiene la información concerniente a las relaciones de cointegración (Suriñach et al., 1995).

De este modo, el número de vectores linealmente independientes de Π (rango, que se denota con r) será el número de vectores de cointegración. De manera general, pueden existir tres escenarios con respecto al número de vectores de cointegración:

- $r = 0$, es decir, no existen vectores de cointegración.

- $r = m$, es decir, existen tantos vectores de cointegración como variables. Dado que entre m variables solo pueden existir $m - 1$ vectores de cointegración, entonces el proceso sería estacionario.
- $0 < r < m$, es decir, existen r relaciones cointegrantes entre las variables.

Una vez hechas las estimaciones, se calculan los valores propios de la matriz Π y se ordenan de mayor a menor. A partir de estos datos se utilizan los estadísticos del máximo valor propio y de la traza, para evaluar cointegración. Estos se definen de la siguiente forma:

$$\lambda_{\text{traza}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

El estadístico de la traza tiene como hipótesis nula la existencia de un número de vectores de cointegración igual a r , en contra de la hipótesis alterna de un número mayor. El estadístico del máximo valor propio tiene una hipótesis nula más específica. Esta es que existen r vectores de cointegración, en contra de una hipótesis alterna de $r + 1$ vectores. La distribución de estos estadísticos depende de la forma del vector de cointegración y del número de componentes no estocásticos ($n - r$).

Dado que los datos que se tienen son de carácter trimestral, en la estimación final se incluyeron *dummies* estacionales centradas con el fin de controlar comportamientos estacionales de las variables. Estas *dummies* se incluyen de tal forma que para un mismo año sumen cero. Así, su presencia no afecta la distribución de probabilidad de las estimaciones.

Como aspecto metodológico se adoptó el criterio de *pantula* para examinar la existencia de vectores de cointegración. Bajo este enfoque, se definen los modelos y un intervalo de rezagos que se desean examinar,³ se parte del modelo más restringido y con el menor número de vectores de cointegración, y se examinan los estadísticos de la traza y del máximo valor propio. Si se encuentra evidencia estadística de cointegración, el proceso se detiene. Si no se encuentra evidencia de cointegración, se estima el modelo siguiente, en términos de restricciones, y se examinan nuevamente los estadísticos. De esta forma, se procede hasta pasar por todos los modelos y por el número de rezagos definidos con anterioridad, teniendo en cuenta que si se encuentra evidencia de cointegración el proceso se detiene. Si efectivamente se encuentra evidencia de cointegración, entonces se debe revisar la especificación del modelo: no autocorrelación y normalidad multivariada de los errores. Además, se realizan pruebas de exclusión

³Para el análisis se definieron tres modelos: el Modelo 2, sin intercepto en el VAR pero con intercepto en la relación de cointegración; el Modelo 3, con intercepto en el VAR y el vector de cointegración; y el Modelo 4, con intercepto y tendencia en el vector de cointegración y una constante en el modelo VAR. En cuanto al número de rezagos, se evaluaron los modelos desde uno hasta seis rezagos.

de los componentes del vector de cointegración.⁴ Si estas condiciones no se cumplen, el proceso empieza nuevamente.

Sobre los modelos para evaluar con el criterio de *pantula*, cabe anotar que en esta escogencia no necesariamente se incorporan los criterios de información para la selección del rezago óptimo. Enders (1995) propone revisar los criterios de información en el modelo VAR no restringido sobre los niveles de las variables para tener una primera aproximación sobre los rezagos. Siguiendo esta recomendación, se revisaron tres criterios de información: Akaike, Hannan-Quinn y Schwarz. A partir de esto se observó que los criterios, en la mayoría de los casos, se maximizaban alrededor del primer y segundo rezago.

⁴Para hacer estas pruebas se utiliza el siguiente estadístico:

$$T \sum_{i=1}^r \left[\ln(1 - \lambda_i^*) - \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \right],$$

donde el superíndice * denota el modelo con las restricciones impuestas. Este estadístico tiene una distribución χ^2 con un número de grados de libertad igual al número de restricciones impuestas sobre el vector de cointegración (Enders, 1995). Para evaluar la presencia de la constante en el vector de cointegración se utiliza el estadístico

$$-T \sum_{i=r+1}^n \left[\ln(1 - \lambda_i^*) - \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \right],$$

el cual tiene una distribución χ^2 con $(n - r)$ grados de libertad.

Anexo 1

Tabla 5. Pruebas de cointegración

	Número de rezagos	Prueba de la traza		Prueba del máximo valor propio		Autocorrelación de Portmanteau	
		Estadístico	Valor crítico	Estadístico	Valor crítico	4 (p-valor)	20 (p-valor)
Bogotá – 5 Ciudades	1	29.83	19.96	25.28	15.67	42,11 (0,3781)	71,76 (0,6164)
Medellín – 5 Ciudades	4	23.01	19.96	18.92	15.67		86 (0,2028)
Cali – 5 Ciudades	1	23.54	19.96	17.16	15.67	13,30 (0,3475)	62,53 (0,8663)
Barranquilla – 5 Ciudades	1	28.59	19.96	25.70	15.67	4,21 (0,2247)	71,76 (0,6164)
Manizales – 5 Ciudades	4	33.05	19.96	29.41	15.67	2,47 (0,6485)	79,04 (0,3850)
Bogotá – Medellín – Cali – Barranquilla – Manizales	1	40.95	34.91	25.37	22	82.48 (0.2590)	485.42 (0.3604)
Prueba de autocorrelación LM		Normalidad multivariada		Valores propios		Pruebas de exclusión	
1 (p-valor)	4 (p-valor)	Estadístico	p-valor	λ		5 ciudades	Constante
67.69 (0.1486)	6.6 (0.1586)	3.16	0.5315	0.235833	0.047294	21.87 (0.000)	4.18 (0.041)
4.38 (0.3567)	4.95 (0.2916)	7.87	0.0961	0.187729	0.04395	20.73 (0.000)	8.10 (0.004)
5.39 (0.2495)	4.2328 (0.3754)	1.957	0.7435	0.196437	0.035811	12.81 (0.000)	17.11 (0.000)
6.76 (0.1486)	6.6 (0.1586)	3.15	0.5315	0.256297	0.028353	24.18 (0.000)	16.64 (0.000)
1.75 (0.7799)	15.89 (0.0032)	8.91	0.063	0.184907	0.052307	11.19 (0.000)	12.29 (0.000)
25.19 (0.4513)	32.55 (0.1426)	15.015	0.1315	0.373873 ; 0.27964 ; 0.236611 ; 0.120165 ; ; 0.037019			21.407 (0.000)

Notas:

Las pruebas de la traza y del máximo valor propio fueron evaluadas a un nivel de confianza del 5%. Como se consideran dos variables, solo puede haber una relación cointegrante, por lo que los estadísticos presentados corresponden a las pruebas con $r=0$. Para el grupo de las cinco ciudades los estadísticos de la traza y del máximo valor propio que se presentan corresponden a $r=2$, probando la existencia de 3 relaciones cointegrantes.

Anexo 2

Tabla 6. Estadísticas descriptivas de las tasas de desempleo de cada ciudad

	B/manga	Bogotá	Manizales	Medellín	Cali	Pasto
Media	0.11763885	0.10937926	0.13370988	0.14269394	0.12874616	0.13724918
Error típico	0.00461351	0.00468395	0.00423459	0.00339456	0.00436446	0.00396987
Mediana	0.11046368	0.0980409	0.12797105	0.1371607	0.11837894	0.13828237
Desviación estándar	0.04520297	0.04589313	0.04149031	0.03325979	0.04276278	0.03889659
Varianza de la muestra	0.00204331	0.00210618	0.00172145	0.00110621	0.00182866	0.00151294
Curtosis	-0.18690271	-0.66011371	-0.42915162	0.1464532	-0.6470126	0.28654815
Coef. de asimetría	0.28261967	0.54526985	0.31984708	0.4657512	0.56111236	-0.1758138
Rango	0.1947854	0.17168625	0.18062942	0.15276617	0.15533757	0.20371158
Mínimo	0.02414638	0.03543934	0.04333496	0.07828204	0.06367697	0.03783429
Máximo	0.21893178	0.20712559	0.22396438	0.23104821	0.21901453	0.24154587
Suma	11.2933295	10.5004088	12.8361488	13.698618	12.3596317	13.1759209
Cuenta	96	96	96	96	96	96

Anexo 3

Tabla 7. Estadísticos de las pruebas de raíz unitaria

	Dickey-Fuller Aumentado		Phillips-Perron		KPSS	
	Componente	Valor (p-valor)	Componente	Valor (p-valor)	Componente	Valor (vr. crítico)
TD Bogotá	Ninguno	0.1468 (0.7263)	Ninguno	0.1596 (0.7302)	Cte y Tendencia	0.1799 (0.146)
TD Medellín	Ninguno	-2.6814 (0.2468)	Constante	-2.4076 (0.1424)	Constante	0.3609 (0.463)
TD Cali	Ninguno	-2.25 (0.46563)	Ninguno	-0.39829 (0.5378)	Constante	0.1422 (0.146)
TD B/quilla	Ninguno	-1.9359 (0.6277)	Cte. - Tendencia	-3.5966 (0.0354)	Cte y Tendencia	0.1647 (0.146)
TD Bucaramanga	Cte. - Tendencia	4.34 (0.0042)	Cte. - Tendencia	-4.1876 (0.0068)	Cte y Tendencia	0.1326 (0.146)
TD Manizales	Ninguno	-0.01213 (0.6762)	Cte. - Tendencia	-2.619 (0.0927)	Cte y Tendencia	0.188 (0.146)
TD Pasto	Ninguno	0.1861 (0.7381)	Cte. - Tendencia	-4.269 (0.0053)	Cte y Tendencia	0.1127 (0.146)
TD Bogotá – Medellín – Cali – B/quilla – B/manga – Manizales – Pasto	Ninguno	-0.1951 (0.6133)	Ninguno	0.2381 (0.7532)	Cte y Tendencia	0.1562 (0.146)
D TD Bogotá	Cte. - Tendencia	-3.7321 (0.0251)	Cte. - Tendencia	-11.6287 (0.0000)	Constante	0.0754 (0.4639)
D TD Medellín	Cte. - Tendencia	-3.7374 (0.0247)	Cte. - Tendencia	-11.2955 (0.0000)	Constante	0.0932 (0.463)
D TD Cali	Ninguno	-2.5451 (0.0113)	Cte. - Tendencia	-13.5099 (0.0000)	Constante	0.1302 (0.463)
D TD B/quilla	Cte. - Tendencia	-9.9817 (0.00000)	Cte. - Tendencia	-15.36 (0.0000)	Constante	0.1594 (0.463)
D TD Bucaramanga	Cte. - Tendencia	-4.7218 (0.0013)	Cte. - Tendencia	-15.6654 (0.0000)	Constante	0.4001 (0.463)
D TD Manizales	Cte. - Tendencia	-12.6306 (0.0000)	Cte. - Tendencia	-14.6186 (0.0000)	Constante	0.0684 (0.463)
D TD Pasto	Cte. - Tendencia	-14.5203 (0.0000)	Cte. - Tendencia	-17.4309 (0.0000)	Constante	0.1021 (0.463)
D TD Bogotá – Medellín – Cali – B/quilla – B/manga – Manizales – Pasto	Constante	-2.9781 (0.0408)	Cte. - Tendencia	-10.34556 (0.0000)	Constante	0.1017 (0.463)

Anexo 4

Tabla 8. Resultados del modelo VEC (ciudad-grupo)

	$\Delta(\mu_{\text{Bogotá}})$	$\Delta(\mu_{\text{Medellín}})$	$\Delta(\mu_{\text{Cali}})$	$\Delta(\mu_{\text{B/quilla}})$	$\Delta(\mu_{\text{Manizales}})$
α_1	-0.798667 (0.16270) [-4.90882]	-0.483031 (0.12542) [-3.85143]	0.10772 (0.08525) [1.26355]	-0.330478 (0.10336) [-3.19726]	-0.580578 (0.19769) [-2.93683]
$D(\mu_i(-1))$	-0.073342 (0.17551) [-0.41788]	-0.051946 (0.15944) [-0.32580]	-0.60298 (0.12249) [-4.92274]	-0.201476 (0.11604) [-1.73633]	-0.02585 (0.16624) [-0.15550]
$D(\mu_i(-2))$	-0.247845 (0.25370) [-0.97693]	0.139279 (0.15868) [0.87774]		-0.05467 (0.24675) [-0.22156]	0.031815 (0.14903) [0.21347]
$D(\mu_i(-3))$		-0.112799 (0.15529) [-0.72639]			0.148476 (0.13040) [1.13865]
$D(\mu_i(-4))$		0.066098 (0.14170) [0.46648]			-0.250506 (0.10624) [-2.35795]
$D(\text{TDE5}(-1))$		0.255349 (0.22649) [1.12740]			0.373853 (0.23161) [1.61412]
$D(\text{TDE5}(-2))$		0.134455 (0.23862) [0.56348]			0.083991 (0.21195) [0.39628]
$D(\text{TDE5}(-3))$		0.580976 (0.23574) [2.46443]			0.111933 (0.21065) [0.53137]
$D(\text{TDE5}(-4))$		0.366263 (0.23038) [1.58981]			0.00101 (0.21018) [0.00480]
D1	0.01568 (0.00342) [4.58998]	0.016795 (0.00528) [3.18098]	0.019691 (0.00402) [4.90154]	0.022341 (0.00562) [3.97220]	0.025539 (0.00613) [4.16885]
D2	0.008503 (0.00410) [2.07493]	0.009145 (0.00610) [1.49959]	0.019245 (0.00500) [3.84957]	0.022071 (0.00686) [3.21677]	-0.00075 (0.00698) [-0.10739]
D3	-0.006336 (0.00330) [-1.91935]	0.000931 (0.00540) [0.17229]	0.010751 (0.00409) [2.62950]	0.012125 (0.00569) [2.13099]	-0.000119 (0.00620) [-0.01922]
R^2	0.464927	0.450693	0.431968	0.366996	0.539713
R^2 -Ajustado	0.434525	0.374207	0.399694	0.33103	0.475622
Sum Resid ²	0.010049	0.013445	0.015655	0.03093	0.016444
S.E. equation	0.010686	0.013046	0.013338	0.018748	0.014427
F-statistic	15.2927	5.892505	13.38417	10.20394	8.4211
Log likelihood	296.3699	272.1877	275.5306	243.5281	263.0267

Anexo 5

Tabla 9. Resultados del modelo de corrección de errores (grupo de ciudades)

	$\Delta(\mu_{\text{Bogotá}})$	$\Delta(\mu_{\text{Medellín}})$	$\Delta(\mu_{\text{Cali}})$	$\Delta(\mu_{\text{B/quilla}})$	$\Delta(\mu_{\text{Manizales}})$
α_1	-0.408756 (0.08209) [-4.97962]	0.034564 (0.10842) [0.31880]	-0.098717 (0.09957) [-0.99141]	0.130532 (0.13428) [0.97207]	0.179132 (0.12805) [1.39890]
α_2	0.159221 (0.03721) [4.27918]	0.066851 (0.04914) [1.36029]	0.076954 (0.04513) [1.70498]	0.207056 (0.06087) [3.40171]	0.149607 (0.05804) [2.57747]
α_3	0.195980 (0.05193) [3.77398]	-0.017460 (0.06859) [-0.25456]	0.054244 (0.06299) [0.86113]	0.003413 (0.08495) [0.04018]	0.300188 (0.08101) [3.70563]
D(TDBOG(-1))	-0.174948 (0.09937) [-1.76065]	0.174881 (0.13124) [1.33250]	0.000434 (0.12053) [0.00360]	0.020523 (0.16255) [0.12625]	0.215421 (0.15501) [1.38974]
D(TDMED(-1))	-0.004894 (0.09003) [-0.05436]	-0.313731 (0.11891) [-2.63842]	0.074321 (0.10921) [0.68056]	-0.107119 (0.14727) [-0.72734]	-0.093443 (0.14044) [-0.66536]
D(TDCAL(-1))	-0.142919 (0.09188) [-1.55548]	0.006538 (0.12136) [0.05388]	-0.494467 (0.11145) [-4.43652]	-0.100955 (0.15031) [-0.67166]	-0.113573 (0.14333) [-0.79237]
D(TDBAQ(-1))	0.043502 (0.07283) [0.59727]	0.214191 (0.09620) [2.22652]	0.246349 (0.08835) [2.78834]	-0.034690 (0.11915) [-0.29115]	0.018834 (0.11362) [0.16576]
D(TDMAN(-1))	-0.097191 (0.07309) [-1.32967]	-0.082696 (0.09654) [-0.85658]	-0.030053 (0.08866) [-0.33895]	-0.129680 (0.11957) [-1.08453]	0.066556 (0.11402) [0.58370]
D1	0.014797 (0.00346) [4.27646]	0.017971 (0.00457) [3.93247]	0.022708 (0.00420) [5.41040]	0.018515 (0.00566) [3.27113]	0.019743 (0.00540) [3.65785]
D2	0.008797 (0.00426) [2.06536]	0.003068 (0.00563) [0.54541]	0.018264 (0.00517) [3.53497]	0.022207 (0.00697) [3.18702]	0.002057 (0.00664) [0.30958]
D3	-0.006805 (0.00338) [-2.01485]	-0.004827 (0.00446) [-1.08215]	0.009967 (0.00410) [2.43295]	0.011075 (0.00552) [2.00463]	-0.001298 (0.00527) [-0.24642]
R^2	0.501140	0.367834	0.499834	0.486902	0.483737
R^2 -Ajustado	0.441036	0.291669	0.439573	0.425083	0.421536
Sum Resid ²	0.009369	0.016344	0.013785	0.025071	0.022798
S.E. equation	0.010624	0.014032	0.012887	0.017380	0.016573
F-statistic	8.337924	4.829457	8.294490	7.876249	7.777070
Log likelihood	299.6635	273.5088	281.5108	253.3986	257.8645

Anexo 6

Gráficos de índices de dispersión

Figura 5. Tasa de desempleo vs. Índice de dispersión absoluto

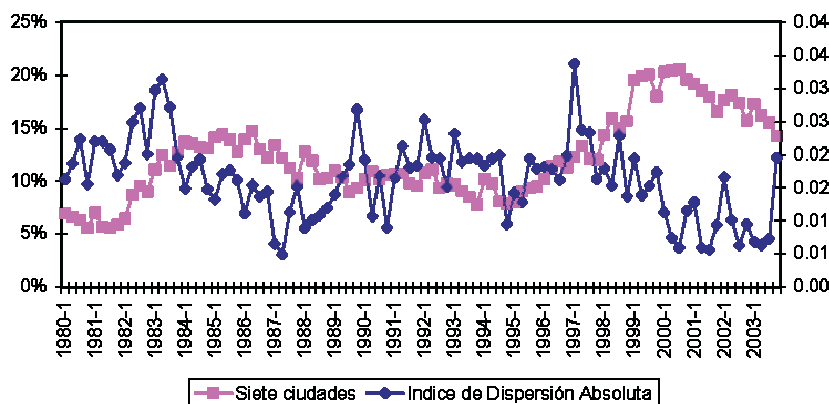
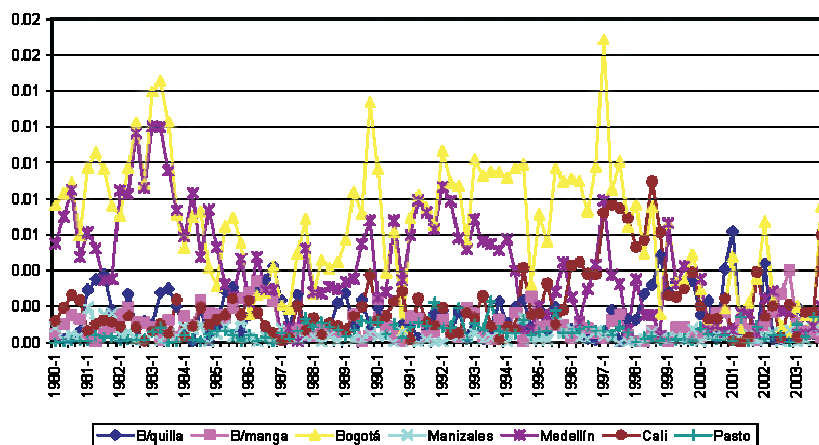


Figura 6. Dispersión de cada ciudad con respecto al grupo



Anexo 7

Relación entre la tasa de desempleo de cada ciudad y la del grupo, y situación relativa de las ciudades a lo largo de las décadas del 80 y 90.

Figura 7. Relación de la tasa de desempleo regional y nacional

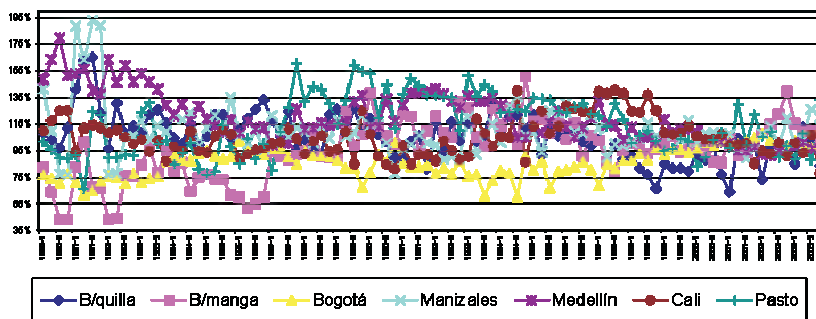


Figura 8. Situación relativa de la tasa de desempleo por ciudad

