



Documentos de trabajo sobre  
**ECONOMÍA REGIONAL**

**¿Se comportan igual las tasas de  
desempleo de las siete principales  
ciudades colombianas?**

**Por:  
Jose R. Gamarra Vergara.**

**No 55**

**Febrero de 2005**



**BANCO DE LA REPÚBLICA**

CENTRO DE ESTUDIOS ECONÓMICOS REGIONALES (CEER) - CARTAGENA

La serie **Documentos de Trabajo Sobre Economía Regional** es una publicación del Banco de la República – Sucursal Cartagena. Los trabajos son de carácter provisional, las opiniones y posibles errores son de responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

## **¿Se comportan igual las tasas de desempleo de las siete principales ciudades colombianas\*?**

**José R. Gamarra V\*\*.**

**Cartagena de Indias, Febrero de 2005**

---

\* Las opiniones aquí expresadas son las del autor y no necesariamente corresponden a las del Banco de la República, ni a las de su Junta Directiva. El autor quiere agradecer a Javier Pérez, Jaime Bonet, Julio Romero, Joaquin Vilorio y Adolfo Meisel por sus valiosos comentarios y sugerencias.

\*\* Economista del Centro de estudios Económicos Regionales (CEER) del Banco de la República, Cartagena. Para comentarios favor dirigirse al correo electrónico [jgamarve@banrep.gov.co](mailto:jgamarve@banrep.gov.co) o al teléfono (5) 6600808 ext 141. Este documento puede ser consultado en la página web del Banco de la República [www.banrep.gov.co](http://www.banrep.gov.co) (ruta de acceso: información económica/documentos e informes/economía regional/documentos de trabajo sobre economía regional).

## Resumen

Partiendo de las tasas de desempleo de las siete principales ciudades colombianas se calcula un índice de dispersión, además se utiliza la prueba de cointegración de Johansen para examinar las diferencias y relaciones de largo plazo de estas series. A partir del cálculo de los índices de dispersión se encontró un movimiento procíclico del movimiento de las tasas y su dispersión. 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, disminuyen. Por último, se evaluó la cointegración de las series. Se realizaron seis modelos, uno evaluando la cointegración de cinco ciudades con el comportamiento promedio y un último modelo examinando la cointegración del grupo de cinco ciudades. En general, se encontró que cada una de las cinco series estaban cointegradas con el comportamiento del grupo. Además, se encontró la presencia de tres vectores de cointegración al considerar el conjunto de las cinco ciudades.

**Palabras clave:** Desempleo, cointegración, índice de dispersión, economía regional.  
**Clasificación JEL:** J64, C32, E24, J23.

## Tabla de Contenido

<b>1.- Introducción .....</b>	<b>2</b>
<b>2. Disparidades de las tasas de desempleo.....</b>	<b>6</b>
<b>3. Análisis de Cointegración .....</b>	<b>18</b>
A. Pruebas de raíz unitaria.....	21
b. Pruebas de cointegración (Johansen).....	23
<b>4. Conclusiones.....</b>	<b>32</b>
<b>Anexos. ....</b>	<b>38</b>
Anexo Metodológico: Pruebas de Cointegración de Johansen .....	38
Anexo 1. Pruebas de Cointegración.....	42
Anexo 2. Estadísticas descriptivas de las tasas de desempleo de cada ciudad. ....	43
Anexo 3. Estadísticos de las pruebas de raíz unitaria.....	44
Anexo 4. Resultados del Modelo VEC (Ciudad – Grupo).....	45
Anexo 5. Resultados del Modelo de Corrección de Errores (Grupo de ciudades) ..	46
Anexo 6. Gráficos de Índices de Dispersión.....	47
Anexo 7. Relación entre la tasa de desempleo de cada ciudad y la del grupo/Situación relativa de las ciudades a lo largo de las décadas del 80 y 90.....	48

## **1.- Introducción**

La tasa de desempleo, así como muchas otras variables económicas, usualmente han sido analizadas desde una perspectiva nacional, con indicadores agregados, sin reconocer las especificidades de cada ciudad o región. Desconociendo igualmente que, las diferencias en la composición del empleo, de la población, del capital humano y del tamaño y grado de integración del mercado laboral de cada ciudad generan dinámicas que difícilmente son capturadas con el análisis agregado de cifras. Si bien han sido muchos los trabajos sobre el desempleo colombiano<sup>1</sup>; los trabajos que abordan el problema desde una perspectiva de ciudades y/o regiones han sido muy escasos.

Según Elhorst (2003), se pueden distinguir 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 sólo debería eliminar las diferencias en los niveles de desempleo de las ciudades por medio de la libre movilidad de factores. Como tercer y último aspecto, menciona el efecto positivo que sobre el producto nacional podría tener la reducción de las diferencias regionales, además de una disminución de presiones inflacionarias.

---

<sup>1</sup> Especialmente después de 1998, cuando alcanzó valores verdaderamente preocupantes

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 podrían reducir, o inclusive neutralizar, los objetivos que se persiguen con estas 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, las cuales desaparecerán eventualmente; pero, ya que existen rigideces e imperfecciones, estas tardan mucho en desaparecer y volver al equilibrio. De este modo, cuando los efectos de un primer choque estén por desaparecer uno nuevo aparecerá y las disparidades empezaran un nuevo proceso de ajuste.

Contrario 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 (p.e, educación, *ammanities*, instituciones) sirven de mecanismos de compensación a unas tasas desempleo más altas o bajas, lo que hace que no exista mayor convergencia entre las ciudades que conforman el sistema. De esta forma, la relación de equilibrio además de reflejar desbalances 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 dejen de existir.

La importancia de los dos enfoques explicativos radica en las recomendaciones de política que pueden surgir a partir de cada una de ellas. 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 si 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 obedecerían a un enfoque de equilibrio. Y 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 una de ellas 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<sup>2</sup>, debe ser considerada como una sorpresa cuando aparece. Por eso, el encontrar cointegración entre las series de tasa 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.

---

<sup>2</sup> Granger, C. (2004). Time series analysis, cointegration, and applications. *The American Economic Review*. 94 (3) pp 421-425.

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. En primera instancia se evalúa la cointegración de cada ciudad con el comportamiento promedio. Como segunda parte del análisis se evalúa la cointegración entre las series de todas las ciudades como grupo. 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 estas políticas.

Henao y Rojas (2001) muestran la existencia de rigideces importantes en el mercado laboral colombiano, las cuales no sólo 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 principales ciudades.

La presencia de estas diferencias no solo se refiere a una relación de largo plazo. En el corto plazo las disparidades existentes entre las ciudades y su relativa permanencia en el tiempo son una clara 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 altas a lo largo del período considerado.

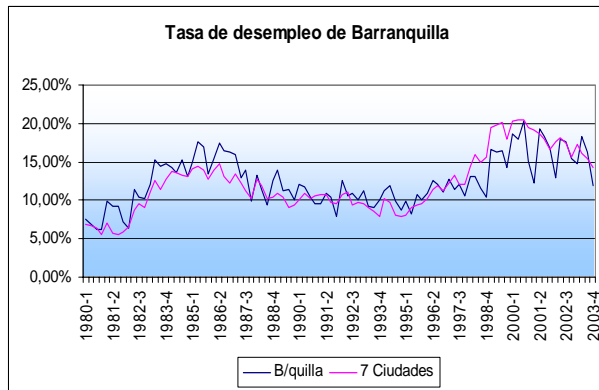
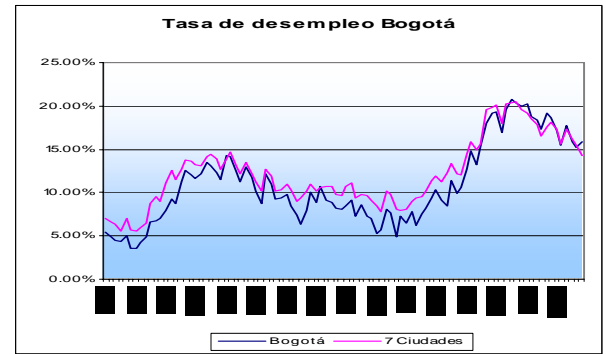
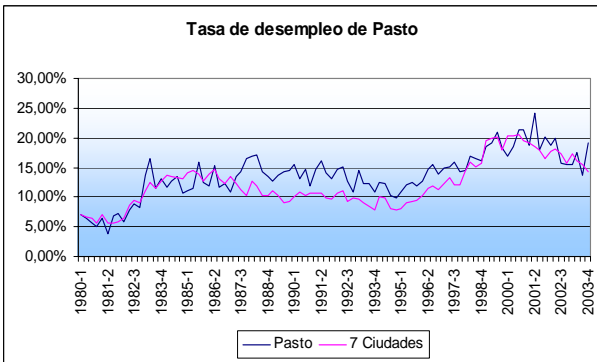
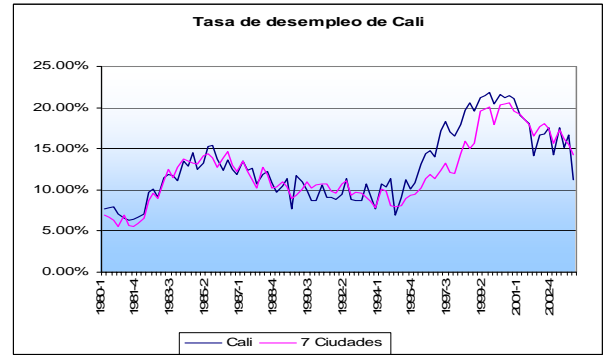
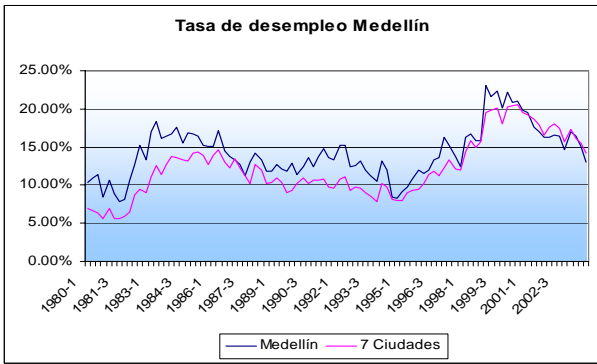
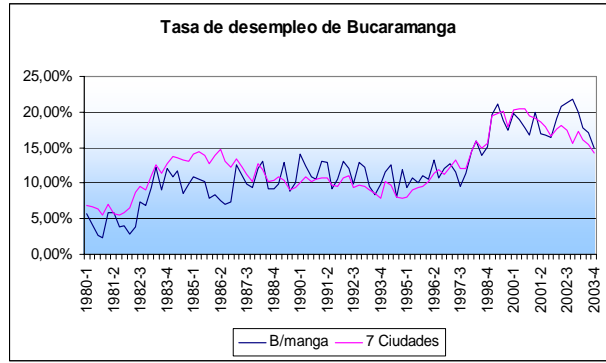
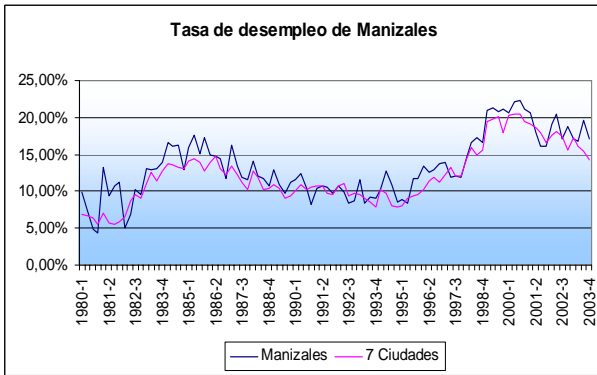
Una primera revisión de las series permite apreciar ciertas particularidades. Como se resaltó anteriormente, Bogotá se muestra como la ciudad líder del conjunto, con una clara posición inferior a la tasa de desempleo del agregado de las siete ciudades. Del mismo modo Manizales, Medellín y en especial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

Al comparar la posición relativa de Bogotá en relación 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 el cambio se dio en menor cuantía. Contrario a lo que pasó en Bogotá, Medellín no sólo 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 (Ver Anexo 8).

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 al resto del grupo, pero para los años 90 tuvo una dinámica similar a la del resto del 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.

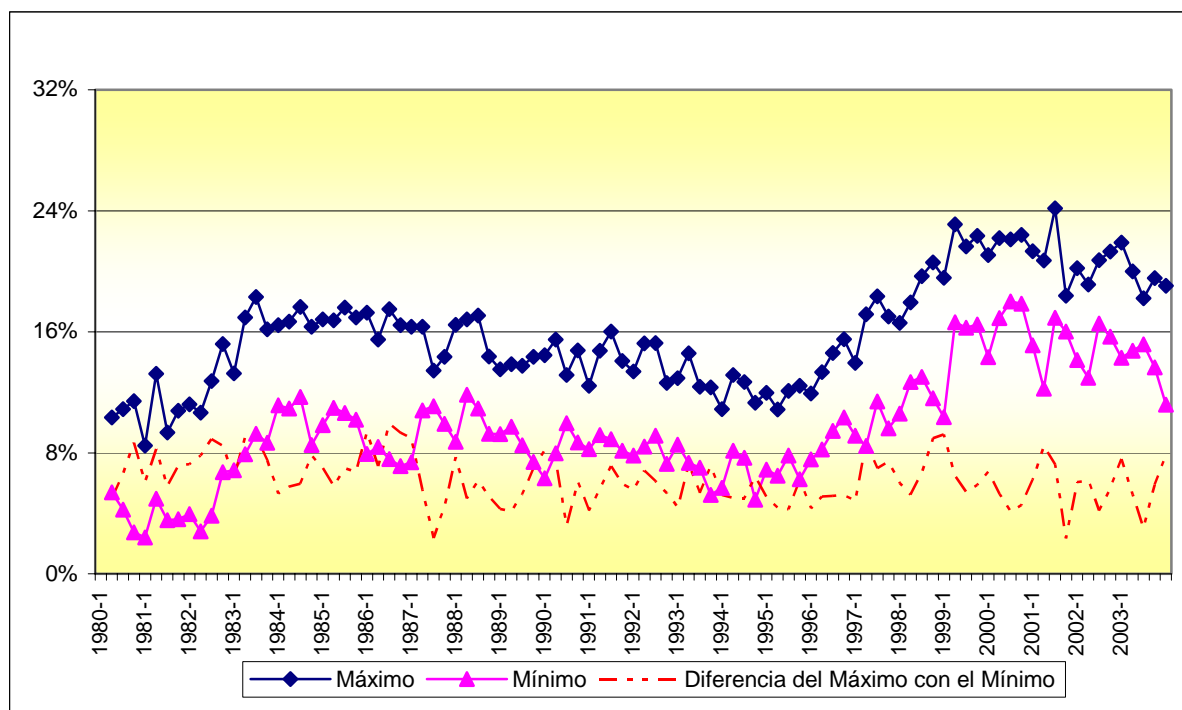
A diferencia de países con un alto grado de integración de su fuerza de trabajo, en donde las regiones atrasadas de hoy se convierten en motores de crecimiento en décadas subsiguientes, en Colombia esto no se ha dado. Bogotá fortaleció su posición líder como enclave jalonador del resto de ciudades, lo 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.

**Grafico 1.**  
**Tasa de desempleo para las siete principales ciudades.**



La diferencia entre la ciudad líder del grupo (aquella con menor grado desocupación) y la de mayor rezago (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 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.

**Gráfico 2.**  
**Intervalo entre el Máximo y 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 el comportamiento agregado del grupo parecen acentuarse durante los períodos de auge (cuando se reduce la tasa de desempleo), mientras que en los períodos de crisis estas diferencias 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 provee evidencia acerca de 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  $L$  el tamaño de la fuerza laboral.

Si no existieran disparidades en la distribución del desempleo entre las ciudades, la proporción de 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 del 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:

$$R_u = \sum_c \left| \frac{U_c}{U_7} - \frac{L_c}{L_7} \right|$$

$$R_u = \sum_c \left( \frac{L_c}{L_7} \right) \left( \frac{\mu_c - \mu_7}{\mu_7} \right)$$

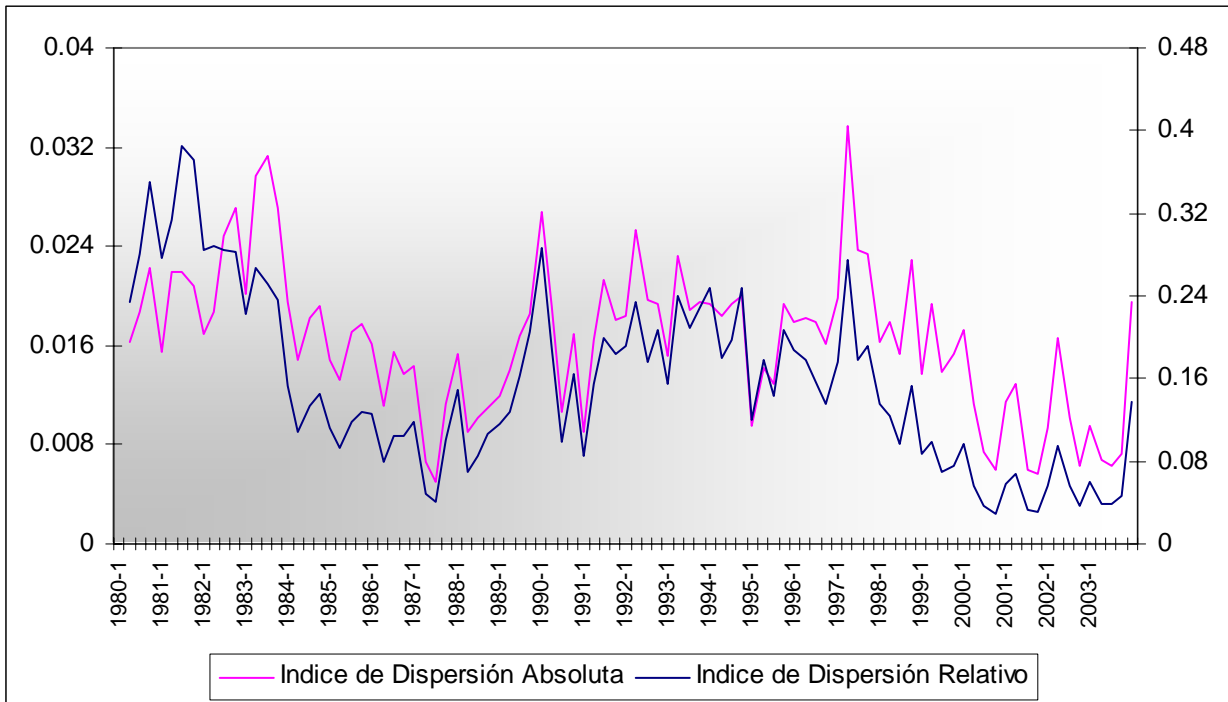
$$R_u = \frac{1}{\mu_7} \sum_c \left( \frac{L_c}{L_7} \right) (\mu_c - \mu_7)$$

$$R_u = A_u / \mu_7$$

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 se puede definir como la diferencia de la tasa de desempleo de cada ciudad con 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).

Entre mayor sea la diferencia de cada ciudad con 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 para el índice indicará un mayor grado de dispersión. Los resultados de la construcción de estos índices para el caso colombiano se presentan en el Gráfico 3.

**Gráfico 3.**  
**Índice de dispersión relativa (Eje derecho) e**  
**Índice dispersión absoluta (Eje izquierdo)**



Fuente: DANE y cálculos del autor

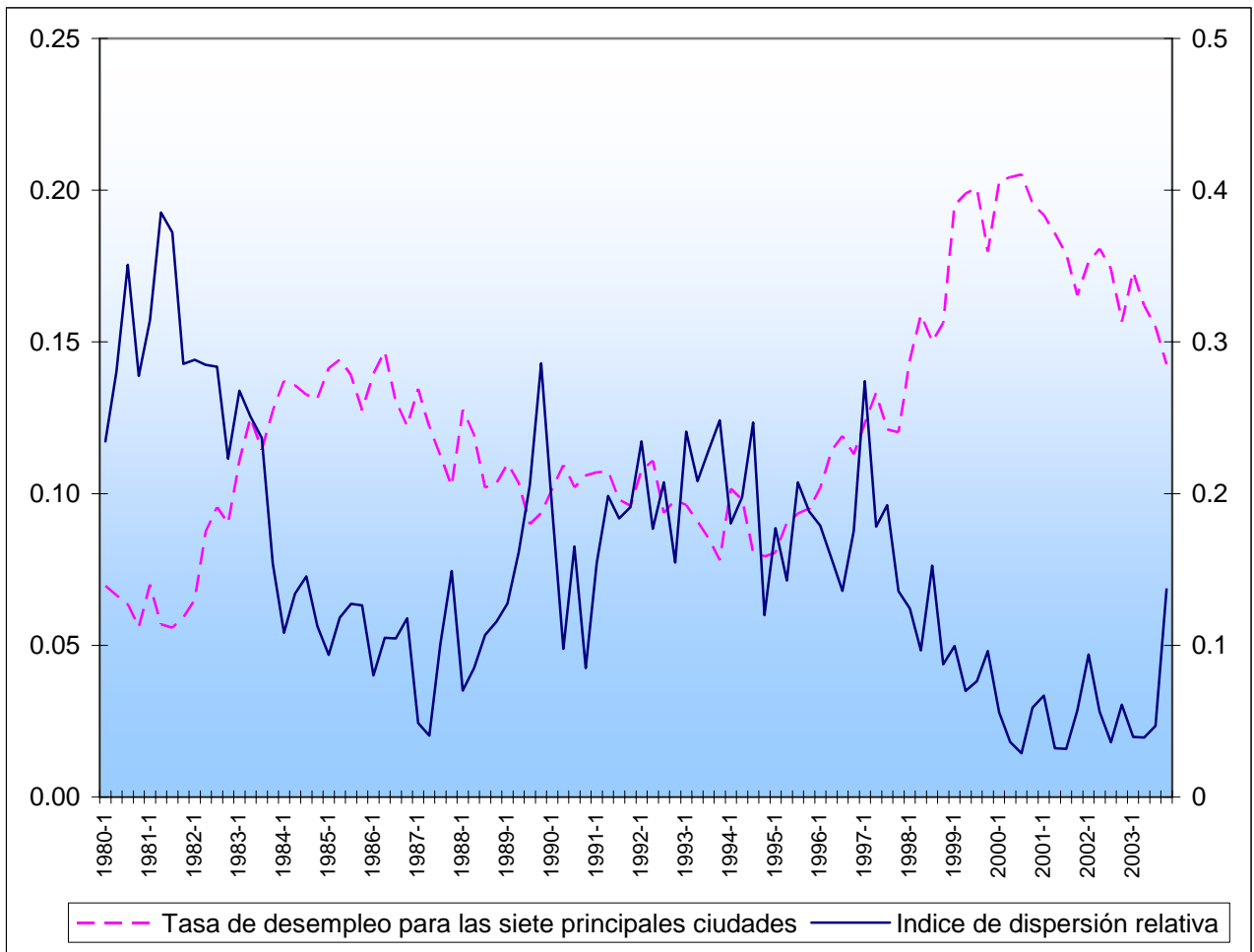
A pesar de estar deflactado por la tasa de desempleo agregada, los índices de dispersión guardan un alto grado de sincronización. Solo para el año 1982 mostraron tendencias contradictorias. Durante este año, mientras la dispersión absoluta aumentó el índice de dispersión relativa disminuyó. La correspondencia 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 este índice, 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 a 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 (ver Anexo 6).

**Gráfico 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 al 60%. No hay una explicación única ante el comportamiento antes descrito. Para el caso español los autores atribuyen la sensibilidad de las disparidades al ciclo económico a 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 productividad.

Cabe anotar que éste 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 sólo 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 de una relación estable entre ellas. En otras palabras, un posicionamiento sólido de cada ciudad con el indicador agregado y con 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 pueden aumentar los diferenciales de las ciudades pero con efectos transitorios, pues 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. Como anotan Jaramillo *et al.* (2000) *“la cointegración entre series puede ser consistente con un diferencial creciente, decreciente o constante, dependiendo de los valores de los*

*parámetros de la relación*". Estos autores adoptan el concepto de cointegración como condición de evaluación de la integración del mercado laboral, de ahí la importancia de la evaluación 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 en la convergencia de los salarios, y no en su cointegración, para la evaluación de la integración de los mercados.

Un conjunto de variables están cointegradas cuando siendo ellas integradas de orden mayor que 0, existe entre ellas una relación con un 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 resultará en una variable con un 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 con  $m$  variables  $Y_t$  ( $m \times 1$ ) estarán cointegrados de orden  $d$  y  $b$ , que se denota  $Y_t \sim CI(d, b)$ , cuando:

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

## **A. 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 pudiera existir discrepancia entre dos pruebas, una tercera pudiera romper el empate y poder 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. La tasa 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 (o de presencia de raíz unitaria) fue evaluada con un nivel de significancia 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 la Tabla 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**

	<b>ADF</b>	<b>Phillips-Perron</b>	<b>KPSS</b>	<b>Decisión</b>
Bogotá D,C	Raíz Unitaria	Raíz Unitaria	Raíz Unitaria	<b>Raíz Unitaria</b>
Bucaramanga	Estacionario	Estacionaria	Estacionaria	<b>Estacionaria</b>
Barranquilla	Raíz Unitaria	Estacionaria	Raíz Unitaria	<b>Raíz Unitaria</b>
Cali	Raíz Unitaria	Raíz Unitaria	Estacionaria	<b>Raíz Unitaria</b>
Manizales	Raíz Unitaria	Raíz Unitaria	Raíz Unitaria	<b>Raíz Unitaria</b>
Medellín	Raíz Unitaria	Raíz Unitaria	Estacionaria	<b>Raíz Unitaria</b>
Pasto	Raíz Unitaria	Estacionaria	Estacionaria	<b>Estacionaria</b>
5 Ciudades	Raíz Unitaria	Raíz Unitaria	Raíz Unitaria	<b>Raíz Unitaria</b>

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 el 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, por ser una ciudad fronteriza y depender en gran medida del comercio con Ecuador; y por otro lado, por 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 claramente<sup>3</sup>. De esta forma, la movilidad hacia el sector informal podría atribuirse como factor explicativo para la estacionariedad de la serie. Cuando existen choques sobre el mercado laboral, las personas tendrían incentivos a 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 y Paredes, 2004).

## **b. 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 a otras. Como primer aspecto, no necesita la incorporación de información

---

<sup>3</sup> Los autores anotan a Manizales como la excepción para este comportamiento

*a priori* sobre la exogeneidad de las variables. Los resultados de las metodologías uniecuacionales pueden llegar a 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 sólo 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. pp 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 acerca 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, estos choques tenderán a desaparecer en el largo plazo, a menos que aparezca uno nuevo y renueve 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. Igualmente 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 con el Modelo 2 y 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, que aunque muy rígido

existente. Una integración entendida no como la convergencia de las tasas a un mismo valor, sino entendida como una relación en las 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  $\Pi$  tiene un rango reducido  $r < n$ , entonces existen las matrices  $\alpha$  y  $\beta$  de dimensiones  $n \times r$  tal que  $\Pi = \alpha\beta$  y  $\beta'y_t$  es  $I(0)$ . Los parámetros  $\alpha$  corresponden a factores de ajuste, mientras que  $\beta$  contendrá los vectores de cointegración que se calculan. La descomposición de la matriz  $\Pi$  permite entonces revisar la forma y velocidad en que una ciudad se ajusta a los movimientos del grupo. Valores altos de  $\alpha$  indicarán velocidades de ajuste rápidas; por el contrario, valores bajos en el vector  $\alpha$  denotarán renuencia de las ciudades en el proceso de ajuste de 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  $\alpha$  se asocia a una visión de desequilibrio de las tasas (como se ajustan las relaciones de equilibrio ante la presencia de choques); por otro lado, el vector  $\beta$  permite identificar las relaciones de largo plazo, en dado caso que existan.

**Tabla # 2.**  
**Vectores de Cointegración y Factores de Ajuste**

	Vector de Cointegración Normalizado			Velocidades de Ajuste
	Cinco Ciudades	C (Std Error)	$\tau$ (Std Error)	
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 que 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 hace que los choques sean más persistentes y agudos en comparación al resto de ciudades.

Según Henao y Rojas (2001) esto se debe a unos incentivos negativos más fuertes al desempleo 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”*. Cabe destacar que los resultados referentes a la relación de largo plazo que mantienen estas dos ciudades 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 varios períodos por encima del promedio esta situación cambio

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 puedan resultar 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, sobre 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 no se incluye un indicador agregado. Esto 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 como relaciones entre ellas mismas. De manera preliminar se podría pensar que los resultados no deberían cambiar dramáticamente; si dos ciudades están

cointegradas con una tercera (p.e 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 éste 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:

$$\begin{bmatrix} \Delta\mu_{Bogota,t} \\ \Delta\mu_{M/llín,t} \\ \Delta\mu_{Cali,t} \\ \Delta\mu_{B/uilla,t} \\ \Delta\mu_{Manizales,t} \end{bmatrix} = \Gamma_0 + \Gamma_1 \begin{bmatrix} \Delta\mu_{Bogota,t-1} \\ \Delta\mu_{M/llín,t-1} \\ \Delta\mu_{Cali,t-1} \\ \Delta\mu_{B/lla,t-1} \\ \Delta\mu_{M/zales,t-1} \end{bmatrix} + \Gamma_2 \begin{bmatrix} \Delta\mu_{Bogota,t-2} \\ \Delta\mu_{M/llín,t-2} \\ \Delta\mu_{Cali,t-2} \\ \Delta\mu_{B/quilla,t-2} \\ \Delta\mu_{M/zales,t-2} \end{bmatrix} + \dots + \Gamma_{p-1} \begin{bmatrix} \Delta\mu_{Bogota,t-p} \\ \Delta\mu_{M/llín,t-p} \\ \Delta\mu_{Cali,t-p} \\ \Delta\mu_{B/uilla,t-p} \\ \Delta\mu_{M/zales,t-p} \end{bmatrix} + \prod \begin{bmatrix} \mu_{Bogota,t} \\ \mu_{M/llín,t} \\ \mu_{Cali,t} \\ \mu_{B/quilla,t} \\ \mu_{M/zales,t} \end{bmatrix} + \varepsilon_t$$

Nuevamente,  $\mu$  representa la tasa de desempleo en el momento  $t$ ,  $\Gamma_i = -I + \prod_1 + \dots + \prod_i$ ,  $\prod = -I + \prod_1 + \dots + \prod_p$  y las matrices  $\prod$  corresponden a la estimación del modelo como un VAR no restringido en niveles.

Las pruebas de Johansen realizadas con los valores propios de  $\prod$  muestran evidencia de cointegración sobre 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  $\prod$  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.

**Tabla 4.**  
**Vectores de cointegración (Modelo con las cinco ciudades)**

Bogotá	Medellín	Cali	Barranquilla	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

La presencia de estas relaciones cointegrantes sustenta la idea de relaciones estables en el largo plazo, no sólo de una ciudad referida al comportamiento promedio; sino igualmente entre ciudades. Si bien la existencia de esta relación no puede evaluar la presencia de convergencia del mercado laboral colombiano, sí apoya la idea de un mecanismo de integración, aún con la presencia de disparidades permanentes, las cuales han sido el común denominador en todo el período analizado.

**Tabla 5.**  
**Factores de Ajuste (Modelo con las cinco Ciudades)**

	Bogotá	Medellín	Cali	Barranquilla	Manizales
<b>Bogotá</b>	0.004037	-0.004178	0.001815	0.001224	0.000400
<b>Medellín</b>	0.002076	0.001650	0.002222	0.004150	-0.000124
<b>Cali</b>	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 sólo una ciudad guía por tener las menores tasas, es una ciudad líder por mantener una dinámica de ajuste al largo plazo más rápida.

#### **4. Conclusiones**

A partir de las tasas de desempleo de las siete principales ciudades del país, se analizaron las disparidades existentes entre ellas utilizando un *índice de dispersión relativa y absoluta* y, posteriormente, se realizó un análisis de cointegración sobre estas 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 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 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 desempleo, dejando a otras ciudades en una clara posición rezagada. Para el caso colombiano esta ciudad es Bogotá. La equidad en la distribución del desempleo se da en los malos tiempos, no en los favorables.

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, 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 contagio de 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, generando disparidades. Estas diferencias son reflejo de desbalances espaciales que se reflejan en disimilitudes estructurales sobre

los diferenciales de las tasas de desempleo. Además, 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 a 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, una evaluando la cointegración de cinco ciudades con el comportamiento promedio y un último modelo 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<sup>4</sup>. Además, se encontró la presencia de tres vectores de cointegración al considerar el conjunto de las cinco ciudades.

Del análisis de cada ciudad con el comportamiento agregado se encontró evidencia de cointegración. La existencia de esta relación supone la presencia de relaciones de largo plazo de cada ciudad con 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 va de la mano con un menor factor de ajuste, sustentando la idea de un menor dinamismo de los mercados laborales de estas dos ciudades.

---

<sup>4</sup> De 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  $\alpha$  provee medidas sobre la visión de desequilibrio, mientras que el cálculo del vector  $\beta$  apoya la idea de relaciones de equilibrio en las que 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 con el comportamiento promedio. Las ciudades con tasas más altas son las que presentan los factores de ajuste más rígidos, estas son Medellín y Manizales. 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 al resto durante todo el período analizado.

## Bibliografía

Arango, L. & Posada, C. (2001). El desempleo en Colombia. *Borradores de Economía*, No 176. Bogotá D, C, Banco de la República. 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.

Brunello, G., Lupi, C., & Ordine, P. (2001). Widening differences in italian regional unemployment. *Labour Economics*, 8(1), pp 103-129.

Elhorst, J.P. (2003). The mystery of regional unemployment differentials: Theoretical and empirical explanations. *Journal of economic reviews*, 17 (5).

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

Galvis, L.A. (2004). Integración regional de los mercados laborales en Colombia en la decada de 1990. En: Adolfo Meisel Roca, editor. *Macroeconomía y regiones en Colombia*. pp 218-255. Bogotá D,C, Colombia: Banco de la República.

Granger, C. (2004). Time series analysis, cointegration, and applications. *The American Economic Review*. 94 (3) pp 421-425.

Hansen, N. (1995). Addressing regional disparity and equity objectives through regional policies: a sceptical perspective. *Papers in Regional Science*, 74 (2). pp 89-104.

Henao, M., Rojas, N. (1998). La Tasa natural de desempleo en Colombia. *Archivos de economía*, número 89. Bogotá D, C: Departamento Nacional de Planeación.

Henao, M., Rojas, N., Parra, A (1999). El mercado laboral urbano y la informalidad en Colombia: evolución reciente. *Documento de trabajo* No 5. Departamento Nacional de Planeación.

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: Adolfo Meisel Roca, editor. *Regiones, ciudades y crecimiento económico en Colombia*. pp 91-148. Bogotá D,C, Colombia: Banco de la República.

Johansen, S (1988). Statistical analysis and cointegrating vectors. *Journal of Economic Dynamics and control*. 12, pp 231-54.

Lamarche, C., Porto, A., & Sosa, W (1998). Aspectos Regionales del Desempleo en la Argentina. Documento de Trabajo No 8. Universidad de la Plata, Argentina. Recuperado el 30 de noviembre de 2004, en [http://www.aaep.org.ar/espa/anales/resumen\\_98/lamarche\\_porto\\_sosa-escudero.htm](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) pp 57-79.

Martin, R. (1996). Regional unemployment disparities and their dynamics. *Regional studies*, 31 (3). Cambridge, England.

Mojica, A., Paredes, J. (2004). La economía colombo – venezolana y su impacto en la región de frontera. 1999 – 2003. Centro de Estudios Económicos Bucaramanga. Tomado de <http://www.banrep.gov.co/docum/Pdf-econom-region/CREE/Santander/LaEconomia-Colombo-Venezolana..1999-2003.pdf/> Recuperado el 29 de enero de 2005.

Pehkonen, J., Tervo, H. (1998). Persistence and turnover in regional disparities. *Regional studies*, 32 (5). Cambridge, England.

Suriñach, J., Artis, M., Lopez, E. & Sansó, A. (1995). *Análisis Económico regional, Nociones básicas de la teoría de la cointegración*. Barcelona, España. Antoni Bosh, Editor.

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](http://www.trainandemploy.qld.gov.au/client/resources/about/research_publications/reports_research/pdf/regionaldimension.pdf)

## Anexos.

### Anexo Metodológico: Pruebas de Cointegración de Johansen

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

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

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  $\Gamma_0$  es

un vector de constantes. Además se tiene:

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

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

Las matrices  $\Pi$  corresponden a la estimación VAR del sistema con las variables en sus niveles. De esta forma:

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

Dado que las variables de la parte derecha de (I) 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 estacionarias. 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) para. Así las cosas, la

matriz  $\Pi$ , a parte de recoger los efectos de largo plazo también contiene la información concerniente a las relaciones de cointegración (Suriñach *et al.*, 1995).

Así las cosas, el número de vectores linealmente independientes de  $\Pi$  (rango, que se denota con  $r$ ) serán el número de vectores de cointegración. De manera general, pueden existir tres escenarios sobre el número de vectores de cointegración:

- $r=0$ . No existen vectores de cointegración.
- $r=m$ . Existen tantos vectores de cointegración como número de variables. Dado que entre  $m$  variables solo pueden existir  $m-1$  vectores de cointegración, entonces el proceso sería estacionario.
- $0 < r < m$ . Existe  $r$  relaciones cointegrantes entre las variables.

Una vez hechas las estimaciones, se calculan los valores propios de la matriz  $\Pi$  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:

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

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

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 de vectores de cointegración. 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<sup>7</sup>, 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 que le sigue 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 de

---

<sup>7</sup> Para el análisis se definieron tres modelos: Modelo 2, sin intercepto en el VAR pero con intercepto en la relación de cointegración. 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.

los componentes del vector de cointegración<sup>8</sup>. 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.

---

<sup>8</sup> Para hacer estas pruebas se utiliza el siguiente estadístico:  $T \sum_{i=1}^r [\ln(1 - \lambda_i^*) - \ln(1 - \hat{\lambda}_i)]$ . Donde el superíndice \* denota el modelo con las restricciones impuestas. Este estadístico tiene una distribución  $\chi^2$  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 utilizo el estadístico  $-T \sum_{i=r+1}^n [\ln(1 - \lambda_i^*) - \ln(1 - \lambda_i)]$  el cual tiene una distribución  $\chi^2$  con (n-r) grados de libertad.

## Anexo 1. Pruebas de Cointegración

	Numero de Rezagos	Prueba de la Traza		Prueba del Máximo valor propio		Autocorrelación de Portmanteau		
		Estadístico	Valor Critico	Estadístico	Valor Critico	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 (0,3830)	
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)	20 (p-valor)	Estadístico	P-Valor	$\lambda$	Ciudad	5 Ciudades	Constante
67,69 (0,1486)	6,6 (0,1586)	8,99 (0,0613)	3.16	0.5315	0,235853 ; 0,047294	21,87 (0,000)	19,90 (0,000)	4,18 (0,041)
4,38 (0,3567)	4,95 (0,2916)	5,43 (0,2458)	7.87	0.0961	0,187729 ; 0,04395	20,73 (0,000)	8,10 (0,004)	4,74 (0,029)
5,39 (0,2495)	4,2328 (0,3754)	10,23 (0,0367)	1.957	0.7435	0,196437 ; 0,035811	12,81 (0,000)	17,11 (0,000)	19,20 (0,000)
6,76 (0,1486)	6,6 (0,1586)	8,99 (0,0613)	3.15	0.5315	0,256297 ; 0,028353	24,18 (0,000)	16,64 (0,000)	10,73 (0,001)
1,75 (0,7799)	15,89 (0,0032)	4,11 (0,3905)	8.91	0.063	0,184907 ; 0,052307	11,19 (0,000)	12,29 (0,000)	18,57 (0,000)
25.19 (0.4513)	32.55 (0.1426)	49.28 (0.0026)	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 propios que se presentan corresponden a  $r=2$ . Probando la existencia de 3 relaciones cointegrantes.

## Anexo 2. Estadísticas descriptivas de las tasas de desempleo de cada ciudad.

	<i>B/manga</i>	<i>Bogotá</i>	<i>Manizales</i>	<i>Medellín</i>	<i>Cali</i>	<i>Pasto</i>
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. Estadísticos de las pruebas de raíz unitaria

	Dickey Fuller Aumentado		Phillips-Perron		KPSS	
	Componente	Valor (P-Valor)	Componente	Valor (P-Valor)	Componente	Valor (Vr Critico)
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)
Δ TD Bogotá	Cte - Tendencia	-3.7321 (0.0251)	Cte - Tendencia	-11.6287 (0.0000)	Constante	0.0754 (0.4639)
Δ TD Medellín	Cte - Tendencia	-3.7374 (0.0247)	Cte - Tendencia	-11.2955 (0.0000)	Constante	0.0932 (0.463)
Δ TD Cali	Ninguno	-2.5451 (0.0113)	Cte - Tendencia	-13.5099 (0.0000)	Constante	0.1302 (0.463)
Δ TD B/quilla	Cte - Tendencia	-9.9817 (0.00000)	Cte - Tendencia	-15.36 (0.0000)	Constante	0.1594 (0.463)
Δ TD Bucaramanga	Cte - Tendencia	-4.7218 (0.0013)	Cte - Tendencia	-15.6654 (0.0000)	Constante	0.4001 (0.463)
Δ TD Manizales	Cte - Tendencia	-12.6306 (0.0000)	Cte - Tendencia	-14.6186 (0.0000)	Constante	0.0684 (0.463)
Δ TD Pasto	Cte - Tendencia	-14.5203 (0.0000)	Cte - Tendencia	-17.4309 (0.0000)	Constante	0.1021 (0.463)
Δ 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. Resultados del Modelo VEC (Ciudad – Grupo)

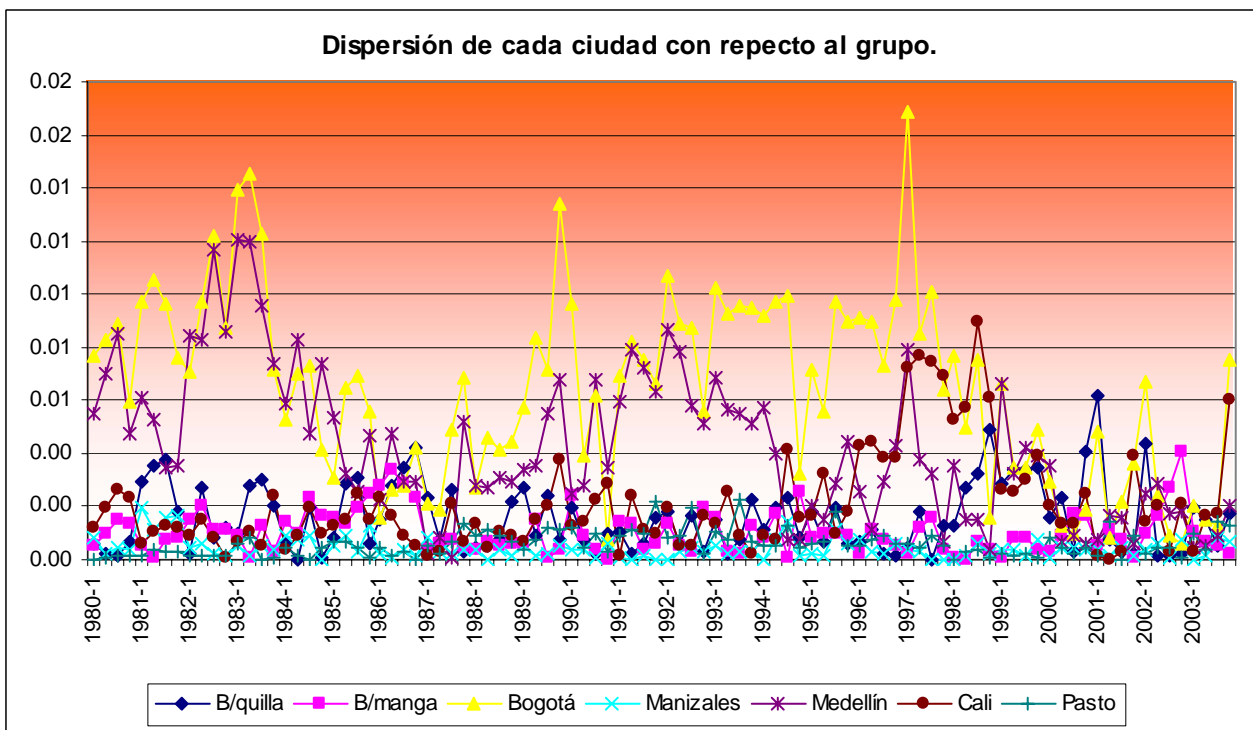
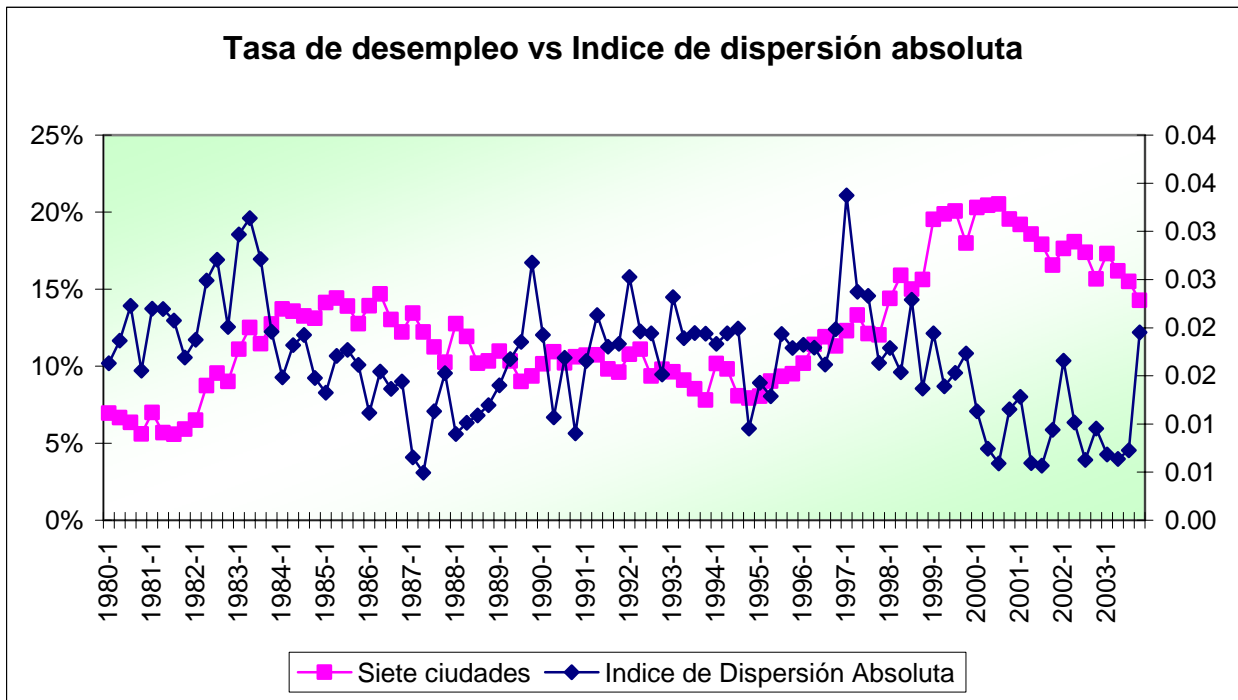
	$\Delta(\mu_{\text{Bogotá}})$	$\Delta(\mu_{\text{Medellín}})$	$\Delta(\mu_{\text{Cali}})$	$\Delta(\mu_{\text{Barranquilla}})$	$\Delta(\mu_{\text{Manizales}})$
$\alpha_1$	-0.798667 (0.16270) [-4.90882]	-0.483031 (0.12542) [-3.85143]	0.10772 (0.08525) [ 1.26355]	-0.330478 (0.10336) [-3.19726]	-0.580578 (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 <sup>2</sup>	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

Notas: Los vectores de cointegración presentados en la tabla corresponden a lo de los modelos calculados por aparte. Como presentación, el modelo es presentado normalizando este vector para cada ciudad.

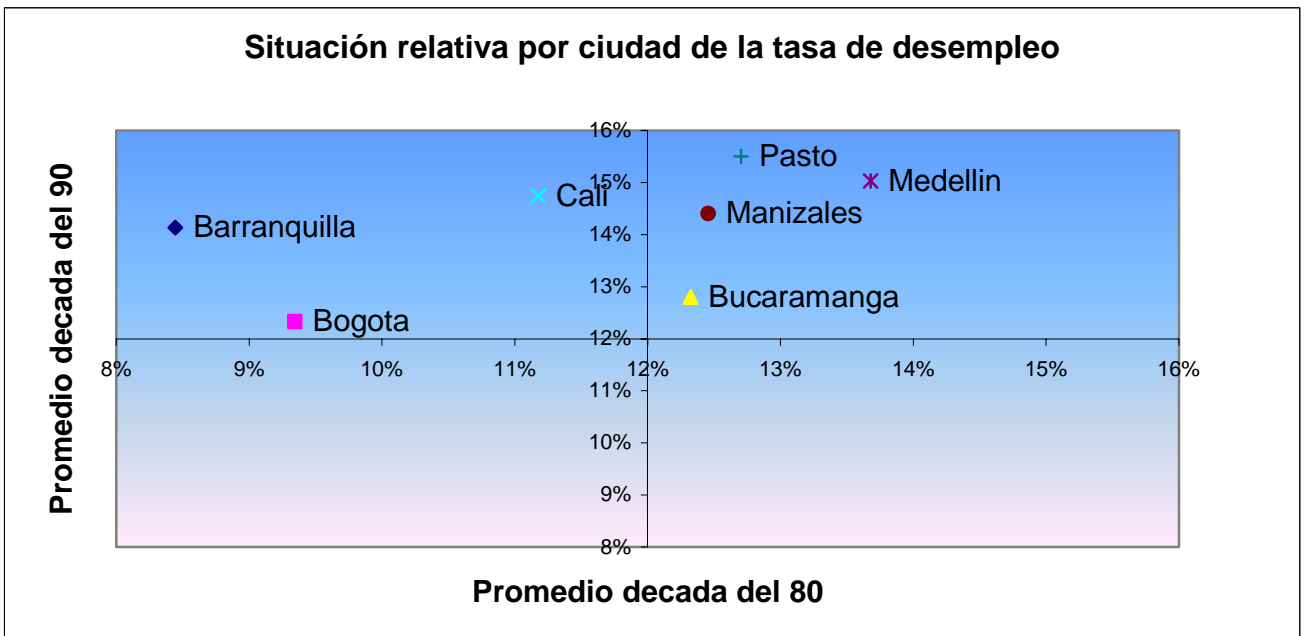
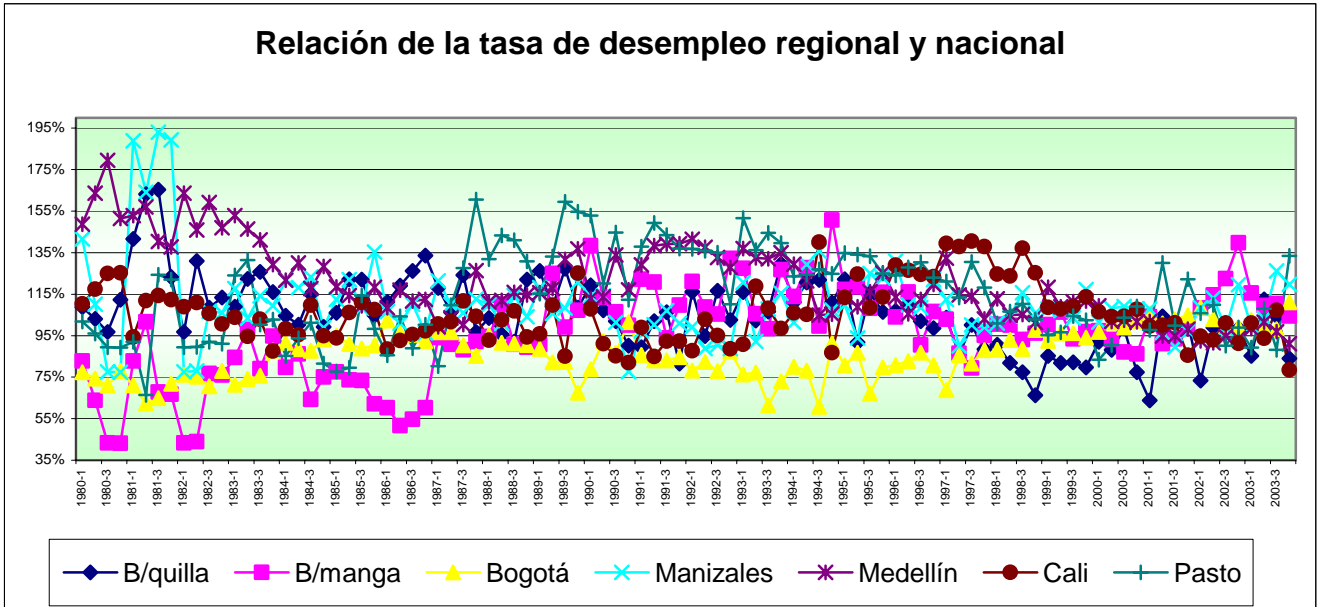
## Anexo 5. Resultados del Modelo de Corrección de Errores (Grupo de ciudades)

	$\Delta(\mu_{\text{Bogotá}})$	$\Delta(\mu_{\text{Medellin}})$	$\Delta(\mu_{\text{Cali}})$	$\Delta(\mu_{\text{Barranquilla}})$	$\Delta(\mu_{\text{Manizales}})$
$\alpha_1$	-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]
$\alpha_2$	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]
$\alpha_3$	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-squared	0.501140	0.367834	0.499834	0.486902	0.483737
Adj. R-squared	0.441036	0.291669	0.439573	0.425083	0.421536
Sum sq. resids	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



**Anexo 7. Relación entre la tasa de desempleo de cada ciudad y la del grupo/Situación relativa de las ciudades a lo largo de las décadas del 80 y 90.**



## ÍNDICE "DOCUMENTOS DE TRABAJO SOBRE ECONOMÍA REGIONAL"

<u>No.</u>	<u>Autor</u>	<u>Título</u>	<u>Fecha</u>
01	Joaquín Viloria de la Hoz	Café Caribe: la economía cafetera en la Sierra Nevada de Santa Marta	Noviembre, 1997
02	María M. Aguilera Díaz	Los cultivos de camarones en la costa Caribe colombiana	Abril, 1998
03	Jaime Bonet Morón	Las exportaciones de algodón del Caribe colombiano	Mayo, 1998
04	Joaquín Viloria de la Hoz	La economía del carbón en el Caribe colombiano	Mayo, 1998
05	Jaime Bonet Morón	El ganado costeño en la feria de Medellín, 1950 – 1997	Octubre, 1998
06	María M. Aguilera Díaz Joaquín Viloria de la Hoz	Radiografía socio-económica del Caribe Colombiano	Octubre, 1998
07	Adolfo Meisel Roca	¿Por qué perdió la Costa Caribe el siglo XX?	Enero, 1999
08	Jaime Bonet Morón Adolfo Meisel Roca	La convergencia regional en Colombia: una visión de largo plazo, 1926 - 1995	Febrero, 1999
09	Luis Armando Galvis A. María M. Aguilera Díaz	Determinantes de la demanda por turismo hacia Cartagena, 1987-1998	Marzo, 1999
10	Jaime Bonet Morón	El crecimiento regional en Colombia, 1980-1996: Una aproximación con el método <i>Shift-Share</i>	Junio, 1999
11	Luis Armando Galvis A.	El empleo industrial urbano en Colombia, 1974-1996	Agosto, 1999
12	Jaime Bonet Morón	La agricultura del Caribe Colombiano, 1990-1998	Diciembre, 1999
13	Luis Armando Galvis A.	La demanda de carnes en Colombia: un análisis econométrico	Enero, 2000
14	Jaime Bonet Morón	Las exportaciones colombianas de banano, 1950 – 1998	Abril, 2000
15	Jaime Bonet Morón	La matriz insumo-producto del Caribe colombiano	Mayo, 2000
16	Joaquín Viloria de la Hoz	De Colpuertos a las sociedades portuarias: los puertos del Caribe colombiano	Octubre, 2000
17	María M. Aguilera Díaz Jorge Luis Alvis Arrieta	Perfil socioeconómico de Barranquilla, Cartagena y Santa Marta (1990-2000)	Noviembre, 2000
18	Luis Armando Galvis A. Adolfo Meisel Roca	El crecimiento económico de las ciudades colombianas y sus determinantes, 1973-1998	Noviembre, 2000
19	Luis Armando Galvis A.	¿Qué determina la productividad agrícola departamental en Colombia?	Marzo, 2001
20	Joaquín Viloria de la Hoz	Descentralización en el Caribe colombiano: Las finanzas departamentales en los noventas	Abril, 2001
21	María M. Aguilera Díaz	Comercio de Colombia con el Caribe insular, 1990-1999.	Mayo, 2001
22	Luis Armando Galvis A.	La topografía económica de Colombia	Octubre, 2001
23	Juan David Barón R.	Las regiones económicas de Colombia: Un análisis de <i>clusters</i>	Enero, 2002
24	María M. Aguilera Díaz	Magangué: Puerto fluvial bolivarense	Enero, 2002
25	Igor Esteban Zuccardi H.	Los ciclos económicos regionales en Colombia, 1986-2000	Enero, 2002
26	Joaquín Viloria de la Hoz	Cereté: Municipio agrícola del Sinú	Febrero, 2002
27	Luis Armando Galvis A.	Integración regional de los mercados laborales en Colombia, 1984-2000	Febrero, 2002

28	Joaquín Viloria de la Hoz	Riqueza y despilfarro: La paradoja de las regalías en Barrancas y Tolú	Junio, 2002
29	Luis Armando Galvis A.	Determinantes de la migración interdepartamental en Colombia, 1988-1993	Junio, 2002
30	María M. Aguilera Díaz	Palma africana en la Costa Caribe: Un semillero de empresas solidarias	Julio, 2002
31	Juan David Barón R.	La inflación en las ciudades de Colombia: Una evaluación de la paridad del poder adquisitivo	Julio, 2002
32	Igor Esteban Zuccardi H.	Efectos regionales de la política monetaria	Julio, 2002
33	Joaquín Viloria de la Hoz	Educación primaria en Cartagena: análisis de cobertura, costos y eficiencia	Octubre, 2002
34	Juan David Barón R.	Perfil socioeconómico de Tubará: Población dormitorio y destino turístico del Atlántico	Octubre, 2002
35	María M. Aguilera Díaz	Salinas de Manaure: La tradición wayuú y la modernización	Mayo, 2003
36	Juan David Barón R. Adolfo Meisel Roca	La descentralización y las disparidades económicas regionales en Colombia en la década de 1990	Julio, 2003
37	Adolfo Meisel Roca	La continentalización de la Isla de San Andrés, Colombia: Panyas, raizales y turismo, 1953 - 2003	Agosto, 2003
38	Juan David Barón R.	¿Qué sucedió con las disparidades económicas regionales en Colombia entre 1980 y el 2000?	Septiembre, 2003
39	Gerson Javier Pérez V.	La tasa de cambio real regional y departamental en Colombia, 1980-2002	Septiembre, 2003
40	Joaquín Viloria de la Hoz	Ganadería bovina en las Llanuras del Caribe colombiano	Octubre, 2003
41	Jorge García García	¿Por qué la descentralización fiscal? Mecanismos para hacerla efectiva	Enero, 2004
42	María M. Aguilera Díaz	Aguachica: Centro Agroindustrial del Cesar	Enero, 2004
43	Joaquín Viloria de la Hoz	La economía ganadera en el departamento de Córdoba	Marzo, 2004
44	Jorge García García	El cultivo de algodón en Colombia entre 1953 y 1978: una evaluación de las políticas gubernamentales	Abril, 2004
45	Adolfo Meisel R. Margarita Vega A.	La estatura de los colombianos: un ensayo de antropometría histórica, 1910-2002	Mayo, 2004
46	Gerson Javier Pérez V.	Los ciclos ganaderos en Colombia, 1950-2001	Junio, 2004
47	Gerson Javier Pérez V. Peter Rowland	Políticas económicas regionales: cuatro estudios de caso	Agosto, 2004
48	María M. Aguilera Díaz	La Mojana: Riqueza natural y potencial económico	Octubre, 2004
49	Jaime Bonet	Descentralización fiscal y disparidades en el ingreso regional: experiencia colombiana	Noviembre, 2004
50	Adolfo Meisel Roca	La economía de Ciénaga después del banano	Noviembre, 2004
51	Joaquín Viloria de la Hoz	La economía del departamento de Córdoba: ganadería y minería como sectores clave	Noviembre, 2004
52	Juan David Barón Gerson Javier Pérez V. Peter Rowland	Consideraciones para una política económica regional en Colombia	Noviembre, 2004
53	Jose R. Gamarra Vergara	Eficiencia técnica relativa de la ganadería doble propósito en la Costa Caribe	Diciembre, 2004
54	Gerson Javier Pérez V.	Dimensión espacial de la pobreza en Colombia	Enero, 2005
55	Jose R. Gamarra Vergara	¿Se comportan igual las tasas de desempleo de las siete principales ciudades colombianas?	Febrero, 2005