

CRECIMIENTO Y CONVERGENCIA REGIONAL: UNA APROXIMACIÓN A TRAVÉS DE LA COINTEGRACIÓN

Liliana Franco Vásquez*
Sergio Restrepo**

RESUMEN

El trabajo tiene como propósito principal analizar los fenómenos de convergencia o divergencia de la productividad laboral de la industria de los departamentos colombianos en el período 1968-1998.

Palabras clave: *Convergencia, divergencia, productividad laboral, cointegración.*

ABSTRACT

The main purpose of this work is to analyze convergence or divergence phenomena of labor productivity within the industries of Colombian regions in the period 1968-1998.

Key Words: *Convergence, divergence, labor productivity, cointegration.*

* Profesora. Universidad Nacional de Colombia, sede Medellín. Facultad de Ciencias Humanas y Económicas. Escuela de Economía.

** Profesor. Universidad de Antioquia. Facultad de Ciencias Económicas. Departamento de Economía.

INTRODUCCIÓN

Los análisis sobre los procesos de convergencia o divergencia tienen su soporte teórico en los modelos neoclásicos de crecimiento. Si bien tales modelos predicen resultados en términos de igualación o no de las rentas per cápita de las regiones y al respecto se han realizado numerosos estudios, no se han establecido las relaciones que guardan tales tendencias con la configuración y el ordenamiento de las actividades en el espacio, que en realidad ha sido el objeto de la geografía económica.

Tradicionalmente tales procesos se asocian con el comportamiento de largo plazo de los niveles de bienestar de los habitantes de una nación. No obstante, desde el punto de vista de los enfoques sobre la localización de las actividades económicas, el centro del análisis ha girado alrededor de la industria manufacturera, y es precisamente ese sector el caso que nos ocupa.

Con el artículo nos proponemos, primero, indagar sobre los fenómenos de convergencia de la productividad industrial condicionada a la conformación de bloques regionales como expresión de configuración y ordenamiento del territorio durante el período 1968-1998; y, segundo, observar si existen regiones catalogadas como líderes dentro del territorio nacional. Para el cumplimiento de los objetivos se utilizará la técnica de la coin-tegración.

En efecto, el enfoque para analizar la convergencia es alternativo a las tradicionales aplicaciones de Barro y Sala-i-Martin el cual es consistente en contrastar, a partir de una muestra transversal, la relación entre la posición inicial de cada región y sus tasas de variación en un período determinado. El análisis de convergencia se realiza ahora con respecto a la media nacional y al de unos departamentos considerados como líderes y no a la de cada una de las regiones y bajo el concepto de convergencia estocástica.

El trabajo está organizado de la siguiente forma: en la sección uno se presentan algunos elementos conceptuales relacionados con el problema de convergencia; en la sección dos se expone la metodología utilizada; en la tercera sección se mues-

tran y analizan los resultados obtenidos. La última sección estará dedicada a las conclusiones.

1. ALGUNOS ELEMENTOS CONCEPTUALES SOBRE LA TEORÍA DEL CRECIMIENTO

Uno de los temas relevantes de la literatura sobre el crecimiento económico es el de convergencia, el cual constituye el punto de encuentro entre los modelos neoclásicos tradicionales de crecimiento exógeno y los nuevos modelos de crecimiento endógeno.

Según los postulados básicos tradicionales, una economía cualquiera tenderá a su estado estacionario; es decir, la tasa de crecimiento del ingreso per cápita será nula debido a los rendimientos decrecientes del capital, en ausencia de progreso técnico. La mayor acumulación del factor reproducible generará, con el tiempo, retornos cada vez menores. El crecimiento solo será posible por la existencia de un progreso técnico exógeno.

Para el caso de economías regionales con dotaciones diferentes de los factores capital y trabajo, sus ingresos per cápita tenderán a igualarse con el tiempo en razón a la existencia de rendimientos decrecientes de sus factores abundantes. En condiciones de libre movilidad de estos, remunerados de acuerdo con sus respectivas productividades marginales, cambio técnico neutro, rendimientos constantes de escala y estructuras de mercados competitivos, el capital se desplazará desde la (s) región(es) donde es abundante hacia aquella(s) donde es escaso; con el trabajo sucedería lo contrario. La igualación de los productos marginales de los factores producirá necesariamente la igualación de los ingresos per cápita de las dos regiones y, por consiguiente, la convergencia. La persistencia de las desigualdades sería transitoria, salvo en el caso en que existan distorsiones en los mercados o presencia de obstáculos institucionales que reimpidan la libre movilidad de los factores.

Las predicciones del modelo neoclásico han sido cuestionadas por las teorías del crecimiento endógeno o modernas del crecimiento (TMC). Según sus postulados, en condiciones de rendimientos constantes a escala de la función de producción, el

crecimiento del ingreso per cápita no sería nulo y, en general, no existiría una tendencia a la convergencia. El crecimiento se explica además por decisiones endógenas de los agentes. El mejoramiento de la calidad del trabajo debido al aprendizaje y a la experiencia (*learning by doing*), la existencia de complementariedades entre los factores, las inversiones en investigación y desarrollo de nuevos procesos y productos y en capital humano y público, generan externalidades que elevan el producto de una economía y contribuyen a la difusión del cambio técnico. Dependiendo entonces de la diferente dotación de estos factores, algunas economías tenderán a registrar tasas de crecimiento del producto superiores a las de las demás, cuestionando la denominada tendencia a la convergencia.

Desde el punto de vista de la economía regional, un argumento contrario a las predicciones del modelo neoclásico aparece reseñado en Richardson (1986). Según este autor, las regiones con elevadas tasas de crecimiento se han caracterizado por poseer elevados salarios y altas intensidades de capital, entre otras razones debido a la contribución del capital público. Este autor también reseña otros enfoques de economía espacial sobre las causas de la concentración del crecimiento y del progreso técnico, tales como el de las economías de aglomeración y el del potencial del mercado. Ambos enfoques se inscriben en la tradición de los análisis de economía regional para dar cuenta del crecimiento y, conjuntamente con los originales planteamientos de Marshall sobre la influencia de las externalidades en la localización de las actividades industriales, son retomados recientemente por los exponentes de la NGE, pero principalmente en Krugman (1992 y 1995) para explicar la forma como operan las fuerzas centrípetas y centrífugas de la actividad productiva.

Así, las modernas teorías del crecimiento y de la geografía económica han puesto de relieve que el proceso mediante el cual operan las fuerzas centrípetas de la producción y la población, que generan a su vez divergencia en las rentas per cápita de las economías regionales, no sólo es un resultado de decisiones tomadas endógenamente por los agentes económicos, sino, además, un proceso lógico de la operación de externalidades que se obtienen de los factores productivos y su concentración geográfica.

2. METODOLOGÍA

2.1 Los conceptos de Convergencia y Cointegración

La teoría del crecimiento investiga y cuestiona los factores conducentes que se encuentran detrás del proceso de convergencia, es decir, intenta dar respuesta al porqué ciertas variables económicas de diferentes regiones catalogadas como rezagadas tienden a acercarse, en un cierto período de tiempo, a las economías más avanzadas.

Este hecho ha llevado a los investigadores del crecimiento a preguntarse sobre el contenido empírico de la teoría e indagar si las variables de las regiones se encuentran o no relacionadas en el largo plazo.

De esta manera, la noción de convergencia y el concepto estadístico de cointegración aparecen relacionados entre sí. El primero implica que dos series mantienen cierto equilibrio, el segundo, que siguen una trayectoria común no pudiendo separarse en el largo plazo.

Con respecto a este último concepto, es pertinente anotar que la cointegración está relacionada con el estudio de variables no estacionarias en un contexto multivariante. Es decir, se consideran las relaciones que pueden establecerse entre variables que presentan tendencias estocásticas. Un caso particular es la relación entre pares de variables—cada país respecto a un líder o una referencia—, la cual se utiliza para definir el criterio de convergencia. De esta forma el análisis supone la existencia de una única tendencia común. En efecto, la teoría económica arguye que pueden existir relaciones estables entre los niveles de las variables integradas que sean estacionarias, las cuales se conocen como relaciones de cointegración.

En este trabajo, la contrastación de la existencia de relaciones de cointegración entre las variables se ha llevado a cabo mediante el procedimiento propuesto por Engle y Granger (1987). Según los autores, puede ocurrir que las variables consideradas individualmente sean no estacionarias y, sin embargo, exista una combinación lineal entre ellas que sea estacionaria. En este caso, se dice que las variables están cointegradas, lo que significa que la evolución temporal de las series es en gran medida común.

Se dice que dos series X_t y Y_t están cointegradas de orden d, b , denotado $CI(d,b)$, si ambas son integradas de orden d y existe una combinación lineal entre ellas que es $I(d-b)$, donde $b > 0$. En el caso concreto de que cada una de las variables fuera $I(1)$, el contraste de cointegración implicaría comprobar si existe una combinación lineal entre ellas que sea estacionaria.

Ahora bien, para observar el orden de integrabilidad se utilizó el contraste de raíz unitaria de Dickey y Fuller y se exploraron tres versiones del modelo, según cuáles sean sus componentes deterministas. A continuación se presenta la idea central de los modelos a los cuales se les realizó los respectivos contrastes:

a. Modelo sin componentes deterministas

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + E_t$$

$$H_0 : \rho = 1$$

$$H_1 : \rho < 1$$

Con $E_t \approx N(0, \sigma^2)$, independiente en el tiempo. Si no se rechaza la hipótesis nula, se dice que el proceso Y_t es estacionario en diferencias.

b. Modelo incluyendo un término constante

$$Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + E_t$$

Se mantiene el supuesto de que $E_t \approx N(0, \sigma^2)$ independiente en el tiempo. Si no se rechaza la hipótesis nula: $H_0 : \rho = 1$, se tiene que el proceso no es estacionario, siéndolo en diferencias.

c. Modelo incluyendo un componente constante y una tendencia lineal

$$Y_t = \alpha + \beta_t + \rho Y_{t-1} + E_t$$

Con $E_t \approx N(0, \sigma^2)$, independiente en el tiempo. Si se rechaza la hipótesis nula concluimos que $\rho < 1$, se dice que el proceso Y_t es estacionario alrededor de una tendencia lineal o determinista.

Para comprobar si existe una combinación lineal entre las variables que sea estacionaria se debe comprobar si los errores de la regresión son $I(0)$. Estas situaciones en las que existe una relación estable de largo plazo entre un conjunto de series, se puede representar por un modelo de regresión lineal tal como $y_t =$

$x_t\beta + \varepsilon_t$. Si las variables x_t e y_t son no estacionarias, la regresión anterior será una relación estable de largo plazo, es decir, de equilibrio, sólo si las posibles tendencias de estas variables evolucionan conjuntamente y así la evolución temporal de las series es en gran medida común y debido a ello se cancela en la regresión anterior. En este caso se dice que las variables x_t e y_t están cointegradas.

En nuestro caso, analizaremos cointegración por grupos regionales y entre las cabeceras de estos grupos y total nacional. El primer caso nos mostrará si el departamento considerado como cabecera regional influye en el comportamiento de la productividad laboral del resto de la región; y en el segundo caso, si hay cointegración podremos afirmar que el comportamiento de la productividad nacional influye en el comportamiento de la productividad laboral de las cabeceras regionales.

El contraste de cointegración considerado es debido a Engle y Granger (1987). La idea es que un contraste de cointegración puede entenderse como equivalente a un contraste de raíz unitaria sobre los residuales de la ecuación de cointegración; pues, si las variables x_t e y_t siendo ambas $I(1)$, estuviesen cointegradas, entonces los residuos del modelo

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t$$

deberían ser estacionario, es decir $\varepsilon_t \sim I(0)$.

Esta ecuación se conoce como regresión de cointegración y el parámetro β es el coeficiente de cointegración,

Engle y Granger proponen un contraste del tipo $ADF(a)$ (Dickey-Fuller aumentado modelo a , es decir sin constante ni tendencia) sobre los residuales de la ecuación de cointegración. El contraste $ADF(a)$ consiste en estimar por mínimos cuadrados ordinarios la ecuación

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \rho_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \rho_{2i} \Delta \hat{\varepsilon}_{t-i} + \zeta_t$$

donde $\hat{\varepsilon}_t$ son los residuales mínimo cuadráticos de la regresión de cointegración. El término $\sum_{i=1}^p \rho_{2i} \Delta \hat{\varepsilon}_{t-i}$ se añade para garantizar

que el término de perturbación ζ_t sea ruido blanco. Los valores críticos para este contraste difieren de los $ADF(a)$ usuales y pueden ser mirados en Engle y Granger (1987) y Engle y Yoo (1987).

2.2 Los Datos

Las series de los niveles de la productividad laboral se obtienen de la información de la Encuesta Anual Manufacturera (EAM) que elabora el Departamento Nacional de Estadística (DANE). El valor agregado de la industria de cada departamento a precios constantes, se obtuvo utilizando como deflactor el Índice de Precios al Productor para la industria manufacturera de las Cuentas Nacionales. Dado que durante el período ha habido varios cambios de metodología en la EAM, se dificulta obtener el valor agregado de cada departamento a precios constantes deflactando cada agrupación según Clasificación CIIU.

3. RESULTADOS

A continuación se analizan los resultados de las regresiones de cointegración. Se presenta en primer lugar, la convergencia entre un grupo regional y un departamento considerado líder; en segundo lugar, la convergencia entre este último y el total nacional descontando el departamento líder; por último, se presenta la justificación económica de los resultados.

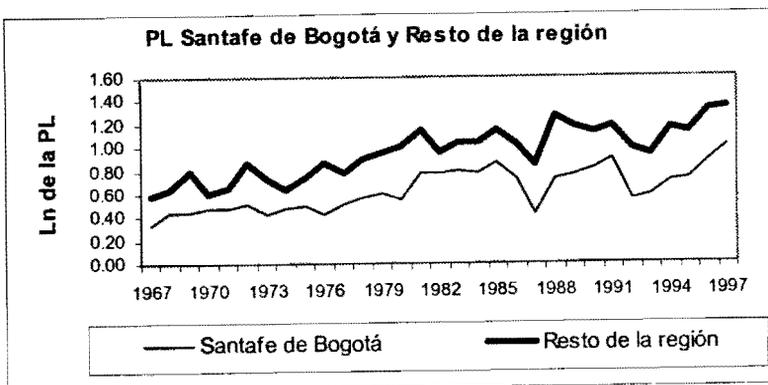
3.1 Convergencia y configuración regional

Para analizar si la convergencia es localizada en contextos espaciales definidos, se optó por agrupar a los distintos departamentos en cuatro bloques regionales. Tales bloques corresponden a clasificaciones ya existentes y responden a criterios de organización funcional o de planificación. La agrupación sirve para detectar efectos de difusión de cambio técnico o de localización de industrias especializadas o complementarias debido a factores de integración físico-geográficos o a patrones regionales de concentración de mercados y de acumulación, para aprovechar ventajas comparativas. Las regiones son las siguientes:

- Región centro occidental. Está conformada por los departamentos de Antioquia, y de la zona cafetera (Caldas, Quindío, y Risaralda), que tendrían como líder el departamento de Antioquia.
- Región Occidental. Agrupa los departamentos de Valle del Cauca, Cauca y Nariño y se considera como líder al departamento del Valle.
- Región Oriental. Conformada por Santa Fe de Bogotá y los departamentos de Santander, Norte de Santander, Tolima, Huila, Boyacá y Cundinamarca. Si bien es posible encontrar dos estructuras funcionales, se ha establecido que el centro de la región es el Distrito Capital que, además, es la única metrópoli nacional.¹
- Región de la Costa Atlántica. Esta región se encuentra constituida por los departamentos de Bolívar, Magdalena, Cesar, Sucre, Córdoba y La Guajira y su centro estaría en Barranquilla.

Al observar el comportamiento de largo plazo de la productividad laboral manufacturera entre los respectivos bloques regionales y cada uno de sus departamentos considerados líderes nos damos cuenta que el único bloque que sigue una senda de desempeño estable es la región oriental que tiene como líder Santa Fe de Bogotá. Los demás bloques regionales no presentan dicho comportamiento; sin embargo, los gráficos se presentan en el anexo 1.

Gráfico 1



El gráfico 1 muestra el patrón de evolución de la productividad laboral de Santa Fe de Bogotá y el Resto de la región, durante el período 1968-1998. Se observa un comportamiento estable entre ambas productividades en el transcurso del tiempo. Lo anterior sugiere que las variables están cointegradas.

El modelo a considerar es el siguiente:

Se ha elegido una forma funcional multiplicativa:

$$(1) PL_{n-it} = A_i * PL_{it}^{\alpha_i} * e^{E_{it}} \quad i = 1, 2, \dots, k(\text{departamentos})$$

Donde:

PL_{n-it} : Productividad laboral de un bloque regional menos el departamento i en el período t

PL_{it} : Productividad laboral del departamento i en el período t

A_i : Término constante, el cual indica el comportamiento de la productividad laboral del bloque regional menos el departamento i , no explicado por el departamento considerado líder.

Tomando logaritmo en (2) tenemos:

$$(2) \ln(PL_{n-it}) = A_i + \alpha_i \ln(PL_{it}) + E_{it} \quad i=1, 2, \dots, k(\text{departamentos})$$

Donde:

α_i : Mide la respuesta de la productividad laboral del bloque regional menos el departamento i a los factores comunes que "dirigen" la evolución de largo plazo de la productividad laboral.

A continuación verificamos el posible proceso de convergencia o divergencia de los respectivos bloques.

3.1.1 Pruebas de raíces unitarias

Como se señaló en la metodología, previo al contraste de cointegración de Engle y Granger (1987), es necesario verificar que las series son integradas del mismo orden. Para ello utilizaremos los contrastes de raíces unitarias de Dickey - Fuller. En la tabla 1 se presentan los resultados.

Tabla 1
Contraste de raíces unitarias ADF (C)

Serie	Valor del estadístico de prueba	Decisión		
		1%	5%	10%
Antioquia	-3.02995	I(1)	I(1)	I(1)
Resto	-2.32239	I(1)	I(1)	I(1)
Atlántico	-3.21998	I(1)	I(1)	I(1)
Resto	-3.20481	I(1)	I(1)	I(1)
Bogotá	-3.11765	I(1)	I(1)	I(1)
Resto	-2.83057	I(1)	I(1)	I(1)
Valle	-2.72848	I(1)	I(1)	I(1)
Resto	-2.63482	I(1)	I(1)	I(1)
Valores críticos	1%	5%	10%	
	-4.265	-3.55	-3.21	

ADF(C): Contraste Dickey - Fuller aumentado modelo C (con tendencia determinista)

I(1) Integrada de orden 1. Existe raíz unitaria.

Se concluye que todas las series tienen la misma estructura, es decir, son no estacionarias alrededor de una tendencia determinista.

3.1.2 Contraste de Cointegración

A continuación se observa si el diferencial E_{it} sigue un proceso estacionario, es decir, E_{it} es. Los resultados se presentan en la tabla 2.

Tabla 1
Cointegración

Serie	Valor del estadístico de prueba	Decisión		
		1%	5%	10%
Antioquia y Resto	-3.15599	No CI	No CI	No CI
Atlántico y Resto	-3.10619	No CI	No CI	No CI
Bogotá y Resto	-3.78408	No CI	No CI	CI
Valle y Resto	-2.46796	No CI	No CI	No CI
Valores críticos	1%	5%	10%	
	-4.42	-3.79	-3.38	

CI: existe cointegración

No CI: no existe cointegración.

En la tabla 2 se observa que el único bloque regional donde hay Cointegración es en Santafé de Bogotá y el resto de departamentos corroborando así lo señalado en la sección 3.1. A continuación se presentan los resultados de la regresión de cointegración para dicho bloque.

Regresión de cointegración: Resto de la región vs Santafé de Bogotá

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat
Signif			
Constant	1.9888624154	0.0739924819	26.87925
			0.00000000
X1	1.1198415467	0.1141869824	9.80709
			0.00000000

Donde, $X1 = Ln(PL_{it})$

El coeficiente de cointegración α_i es de 1.119, valor levemente superior a 1. Al realizar la prueba estadística de que α_i es igual a 1 el resultado fue de aceptación, lo que significa que las variaciones en la productividad laboral de Santafé de Bogotá van acompañadas de una variación proporcional en la del resto de departamentos. Veamos la prueba:

Prueba de hipótesis para el coeficiente de cointegración.

Aquí se realiza la prueba

$$\begin{cases} H_0 : \alpha_i = 1 \\ \text{vs} \\ H_a : \alpha_i \neq 1 \end{cases}$$

El estadístico de prueba se presenta en el anexo 3. El valor muestral de la estadística es: $t_c = \frac{1.1198415467 - 1}{0.1141869824} = 1.0495202$ y como este valor está entre, $-t = -2.045$ y $t_{(0,025,29)} = 2.045$ entonces no se puede rechazar la hipótesis de que $\alpha_i = 1$.

Contraste del tipo ADF(a) para los residuales de la regresión de cointegración

linreg resx1

resx1r1

Dependent Variable RESX1 - Estimation by Least Squares

Durbin-Watson Statistic 1.786835

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
RESX1R1	0.3309052211	0.1768182027	1.87144	
	0.07140303			
el estadístico t(rho) ADF es: -3.78408				

3.2. Convergencia entre departamentos considerados líderes y el resto de la nación

Similar a la sección 3.1 se observó la evolución de la productividad laboral, durante el período 1968-1998, entre los departamentos líderes y el resto de la nación. En los gráficos 2 y 3 se observa dicho comportamiento para los departamentos de Antioquia y el resto de departamentos y el Valle y el resto de departamentos, respectivamente (los gráficos de los restantes líderes se presentan en el anexo 2).

Los gráficos muestran una evolución muy similar a través del tiempo de las variables señaladas, indicando un comportamiento estable entre las productividades y un posible proceso de convergencia.

Gráfico 2

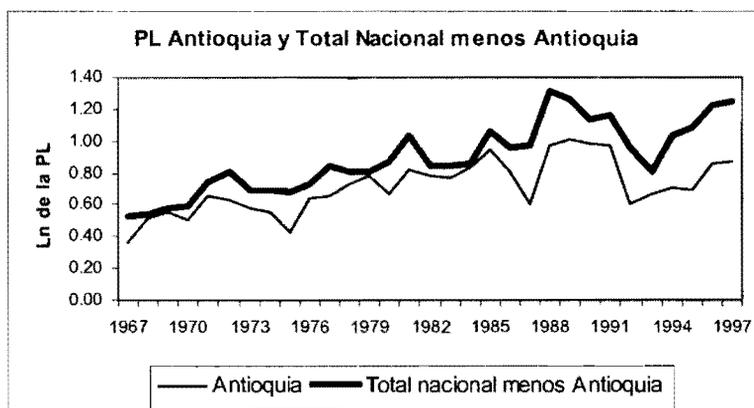
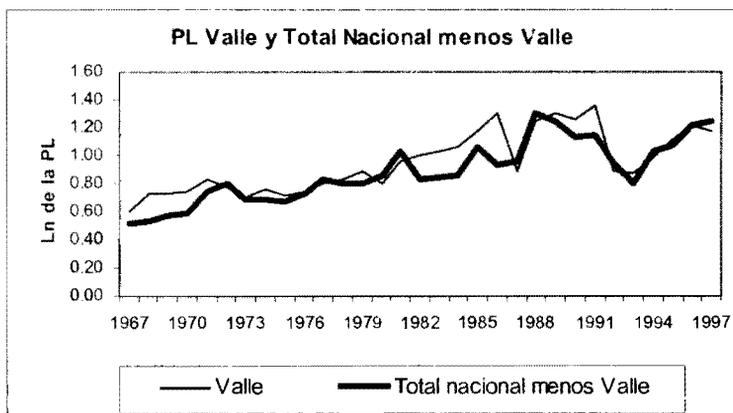


Gráfico 3



La ecuación a estimar ahora es la siguiente:

$$(3) \ln(PL_{it}) = \alpha_i + \alpha_r \ln(PL_{r-it}) + E_{it}$$

Donde:

PL_{r-it} : Productividad laboral del total nacional descontando el departamento i en el periodo t

PL_{it} : Productividad laboral del departamento i en el periodo t

A continuación se verifica el posible proceso de convergencia

3.2.1. Pruebas de raíces unitarias

Antes de realizar el contraste de cointegración de Engle y Granger, se debe verificar que las series sean integradas del mismo orden. Para ello utilizaremos los contrastes de raíces unitarias de Dickey - Fuller, señalados anteriormente. En la tabla 3 se presentan los resultados.

Tabla 3
Contraste de raíces unitarias ADF (C)

Serie	Valor del estadístico de prueba	Decisión		
		1%	5%	10%
Antioquia	-3.02995	I(1)	I(1)	I(1)
Total nacional menos Antioquia	-2.92697	I(1)	I(1)	I(1)
Atlántico	-3.21998	I(1)	I(1)	I(1)
Total nacional menos Atlántico	-2.93891	I(1)	I(1)	I(1)
Bogotá	-3.11765	I(1)	I(1)	I(1)
Total nacional menos Bogotá	-2.91973	I(1)	I(1)	I(1)
Valle	-2.72848	I(1)	I(1)	I(1)
Total nacional menos Valle	-2.71809	I(1)	I(1)	I(1)
Valores críticos	1%	5%	10%	
	-4.265	-3.55	-3.21	

ADF(C): Contraste Dickey - Fuller aumentado modelo C (con tendencia determinista)

I(1) Integrada de orden 1. Existe raíz unitaria

En la tabla 3 se aprecia como todas las series son no estacionarias alrededor de una tendencia determinista. Veamos ahora el contraste de cointegración.

3.2.2 Contraste de Cointegración

Utilizamos el contraste del tipo DFA sobre los residuales de la regresión de cointegración. Los resultados se presentan en la tabla 4.

Tabla 4
Cointegración

Serie	Valor del estadístico de prueba	Decisión		
		1%	5%	10%
Antioquia y Total Nacional menos Antioquia	-4.12833	No CI	CI	CI
Atlántico y Total Nacional menos Atlántico	-3.30956	No CI	No CI	No CI
Bogotá y Total Nacional menos Bogotá	-2.81085	No CI	No CI	No CI
Valle y Total Nacional menos Valle	-4.33977	No CI	CI	CI
Valores críticos	1%	5%	10%	
	-4.42	-3.79	-3.38	

CI: existe cointegración

No CI: no existe cointegración

Se observa en la tabla que los departamentos que se encuentran cointegrados con el resto del país son: Antioquia y el Valle. Podemos decir que se ha dado un proceso de convergencia entre cada uno de los departamentos anteriormente señalados y el

resto de departamentos del territorio nacional. El coeficiente de cointegración α_i , arrojó un valor de 0.643 y 0.870 para Antioquia y Valle respectivamente. Al realizar las pruebas para verificar si los coeficientes de la cointegración son iguales a 1 en términos estadísticos, se obtuvo que el valor del coeficiente para Antioquia resulta ser menor que 1 y el del Valle igual a 1. Los resultados se presentan en el anexo 3.

En el caso de Antioquia donde el coeficiente fue menor que uno significa que un cambio en la productividad laboral nacional descontando el departamento señalado está provocando un cambio menos que proporcional en la productividad laboral de Antioquia. En el anexo 4 se observa la tasa de crecimiento de ambas variables durante el período, la primera creció a una tasa del 3.18% y la segunda a una tasa de 2.59%.

3.3. Análisis de los resultados

Los resultados presentados en la sección 3.1.2 y 3.2.2 señalan a tres departamentos líderes del sector industrial durante el período 1968-1998: Santafé de Bogotá, Antioquia y Valle. Antes de explicar su comportamiento, es pertinente presentar algunos hechos que han caracterizado a nivel nacional la industria manufacturera.

Entre los años 1968-1998, la industria colombiana atravesó por diferentes fases de expansión y crisis. En efecto, en el período (1968-1979) expansión, crisis(1981-1984), recuperación débil (1985-1989), nuevamente crisis (1990-1991) y recuperación (1992-1995) y finalmente crisis (1996-1998). De igual manera, se presentaron algunos acontecimientos a nivel de política económica que afectaron la industria manufacturera. Bonanzas del precio del café (1976-1978 y 1985-1987), liberalización parcial del régimen de comercio (1978-1982), ajuste cambiario en la mitad de los años 80. Así mismo, se adaptaron procesos de cambio estructural debido principalmente a la reasignación de recursos entre actividades, introducción de mejoras tecnológicas y racionalización de los costos laborales, lo que se tradujo en mejoras en competitividad, y finalmente, durante la década pasada Colombia se enfrentó a un nuevo contexto internacional, a una serie de transformaciones estructurales que ejercieron gran influencia so-

bre las relaciones económicas mundiales y sobre la de cada país, de esta forma se le exigió definir claramente su estrategia de crecimiento y desarrollo basada en la industrialización.

A partir de 1990 se llevaron a cabo algunas modificaciones considerables de índole financiera, laboral y comercial conducentes a un cambio de escenario para la industria nacional, la cual se vio favorecida con las bajas tasas de interés real y posterior incremento de la inversión privada y la demanda agregada. En efecto, a partir de 1992 y hasta 1995 la industria en general muestra un aceptable desempeño debido al entorno macroeconómico favorable².

Desde mediados de la década de los años 60, los acontecimientos anteriormente señalados, entre otros, han originado un cambio en las regiones consideradas hasta entonces como líderes en el desarrollo industrial.

En efecto, la aceleración del proceso de urbanización, el mayor crecimiento de la población en Bogotá, la elevación del ingreso per cápita, favorecieron la localización de aquellas actividades industriales que lideraban el cambio estructural: industrias de bienes intermedios, consumo durable y de capital, en regiones como Santafé de Bogotá y Valle. Lo anterior significó que las regiones que habían concentrado el despegue industrial, entre las cuales se encontraba Antioquia, perdieron importancia como locomotoras de la transformación manufacturera, cediendo el lugar a Santafé de Bogotá, el cual se convirtió en centro económico del país. En efecto, con el proceso de industrialización, Santafé de Bogotá continuó liderando el crecimiento industrial del país, y la localización de sus actividades impulsó el proceso de industrialización del resto de la región (comprende los departamentos de Santander, Norte de Santander, Tolima, Huila, Boyacá y Cundinamarca) y del país. Es importante señalar que los factores que estimularon la industria en la región se fueron incrementando con el tiempo; entre otros se encuentra el capital humano, el cual eleva el nivel y la tasa de crecimiento de la productividad, favoreciendo el incremento en los rendimientos a escala y el crecimiento en general.

De esta forma Santafé de Bogotá continúa siendo líder regional y nacional. En efecto, entre 1968 y 1998 la productividad

de la región creció a una tasa de 3.04 % anual, levemente inferior a la del resto de la región (3.59%), pero superior a Antioquia (2.59%) y Valle (2.97)% (anexo 4).

Finalmente, respecto al comportamiento industrial de Antioquia y Valle, es pertinente anotar que pese a la crisis estructural de la segunda mitad de los años setenta, el sector ha cumplido parcialmente el papel de impulsador de las transformaciones estructurales a través de sus efectos de arrastre y de difusión del desarrollo tecnológico sobre otras actividades de las regiones.

4. CONCLUSIÓN

El principal aporte de este artículo es el de haber trabajado y analizado la convergencia a partir de un enfoque alternativo a las tradicionales aplicaciones de Barro y Sala-i-Martin. El análisis de convergencia se realizó con diferentes bloques regionales e identificando en cada uno de ellos a un departamento líder. Así mismo, se observó la convergencia con respecto a la media nacional y al de unos departamentos considerados como líderes y no a la de cada una de las regiones y bajo el concepto de convergencia estocástica. Lo cual permite identificar un posible departamento impulsor del crecimiento en las diferentes regiones del espacio económico nacional.

Los resultados obtenidos en este trabajo son bastante evidentes en cuanto a que señalan a tres departamentos líderes del sector industrial en el período 1968-1998: Santafé de Bogotá, Antioquia y Valle.

BIBLIOGRAFÍA

- ENGLE, R. F. and C. W. J. Granger, (1987). "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometría*, 55 (2), 251-276.
- CARNICERO, Ignacio (Diciembre 1999) "Comercio y convergencia regional: un análisis sectorial del caso español". Tesina. CEMFI No. 9913.
- GARAY, Luis Jorge et al (1998) *Colombia: estructura industrial e internacionalización 1967-1996*. Departamento Nacional de Planeación,

- COLCIENCIAS; Consejería Económica de Competitividad; Ministerio de Comercio Exterior; Ministerio de Hacienda; PROEXPORT, Santa Fe de Bogotá.
- KRUGMAN, Paul. (1979). "A Model of Innovation, Technology Transfer, and The World Distribution of Income". *Journal of Political Economy*, Vol. 87, No. 2 (april), pp. 253-266.
- (1995). *Desarrollo, geografía y teoría económica*. Barcelona, Editorial Antoni Bosch.
- (1992). *Geografía y comercio*. Barcelona. Editorial Antoni Bosch.
- MANCHA, Tomás y SOTELSEK, Daniel (2001). *Convergencia económica e integración: la experiencia en Europa y América Latina*. Madrid. Ed. Pirámide.
- LOTERO, Jorge y Botero Jesús. "Antioquia y Valle, dos modelos de desarrollo regional". En: Revista *Antioqueña de Economía y Desarrollo*. 1993.
- LOTERO, Jorge, RESTREPO, Sergio, FRANCO, Liliana (1999). "Modelos de desarrollo y convergencia de la productividad industrial en los departamentos colombianos". *Lecturas de Economía* No. 52. enero-junio, 2000.
- MEISEL, Adolfo, BONET, Jaime. (2001). "La convergencia regional en Colombia: una visión de largo plazo, 1926-1995". En: *Regiones, ciudades y crecimiento económico en Colombia*. Colección de Economía Regional. Cartagena, Banco de la República, pp. 11-56.
- NIJKAMP, Peter (Editor). *Handbook of regional and urban economics: regional economics*. Amsterdam: Elsevier Science Publishers, 1986.
- Perfiles de Coyuntura Económica* (1992-1998). Centro de Investigaciones Económicas. Universidad de Antioquia.
- RICHARDSON, Harry W. *Economía Regional y Urbana*. España, Ed. Allyn And Bacon, 1986.
- SOLOW, Robert. (1956). "A Contribution to the Theory of Economic Growth". *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 70, No. 1 (febrero), pp. 65-94.

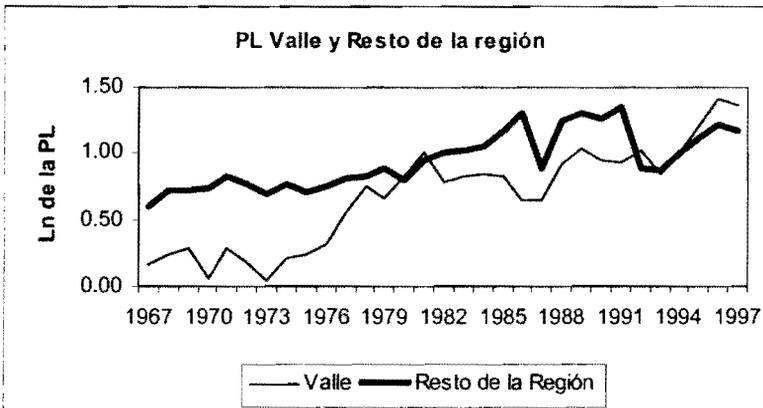
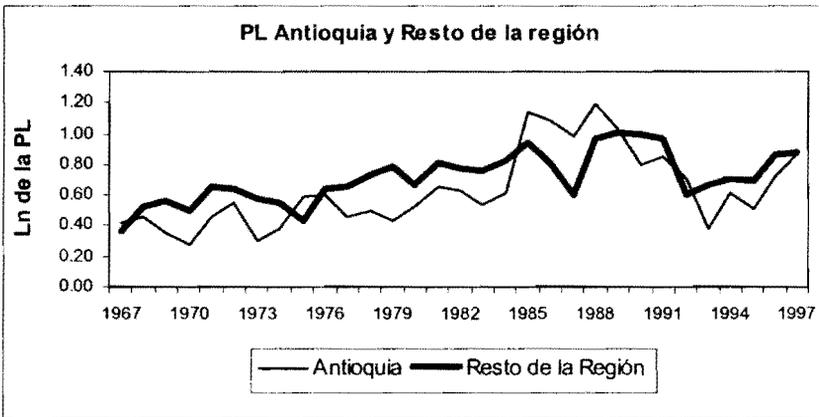
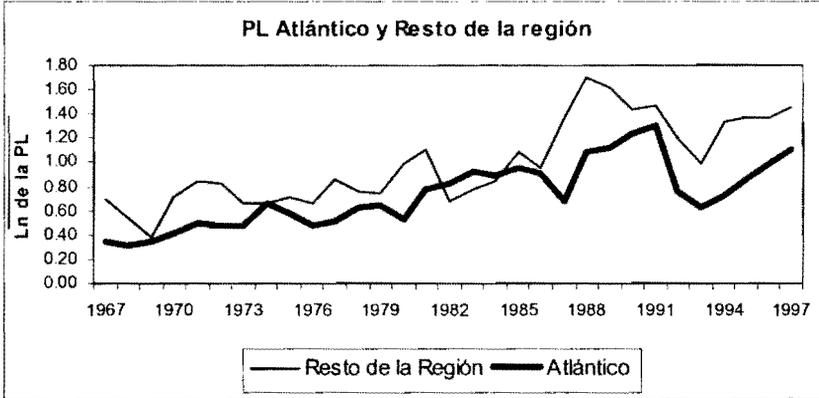
NOTAS

1. En el departamento de Cundinamarca no se incluye a Santafé de Bogotá.
2. *Perfiles de Coyuntura Económica*. Centro de Investigaciones Económicas. Universidad de Antioquia.

ANEXOS

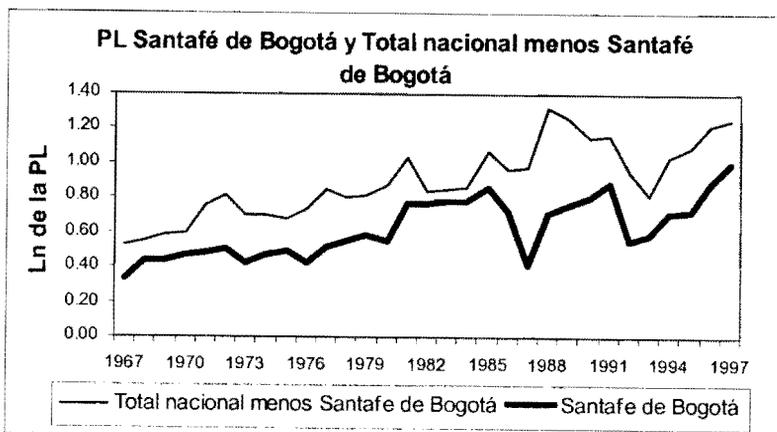
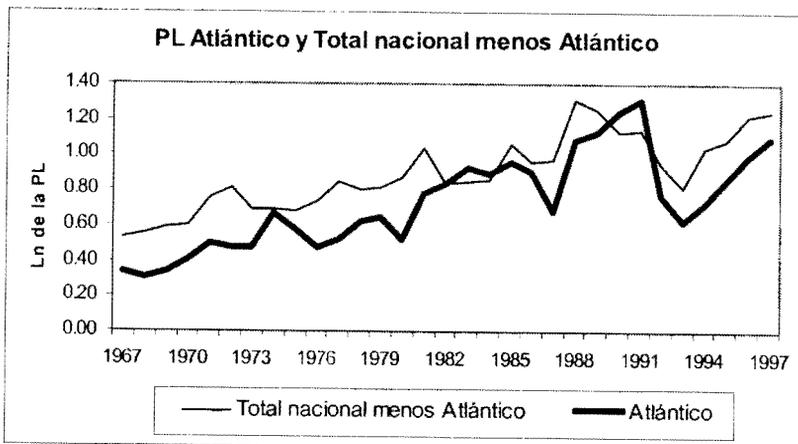
Anexo 1

Evolución de la productividad laboral entre el departamento considerado líder y el resto de la región



Anexo 2

Evolución de la productividad laboral entre los departamentos líderes y el resto del territorio nacional



Anexo 3

Pruebas de que los coeficientes de la cointegración son iguales a 1, en las regiones en las que hay cointegración:

A1. Regresión de cointegración: Antioquia vs Total nacional sin Antioquia

Durbin-Watson Statistic 1.391975

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat
	Signif		
Constant	-1.888103066	0.294646379	-6.40803
	0.00000052		
X1	0.646163181	0.073014360	8.84981
	0.00000000		

A.1.1 Prueba de hipótesis para el coeficiente de cointegración.

En una regresión de cointegración como $y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + \varepsilon_t$ en la que las variables y_t y x_t son ambas integradas del mismo orden, se pueden usar las pruebas usuales t y F siempre y cuando los residuales de esta regresión sean $I(0)$ o estacionarios. En la sección A.1.2, se muestra que los residuales resultan ser $I(0)$, y por tanto podemos usar la prueba t usual para probar la hipótesis

$$\begin{cases} H_0 : \beta_2 = 1 \\ \text{vs} \\ H_a : \beta_2 \neq 1 \end{cases}$$

El estadístico de prueba es $t = \frac{\hat{\beta}_2 - 1}{\text{ec}(\hat{\beta}_2)} \rightarrow t_{29}$, el valor muestral de esta estadística es $t_c = \frac{0.646163181 - 1}{0.073014360} = -4.81643$ y como este valor está a la izquierda del valor de la tabla, entonces se rechaza la hipótesis de que $\beta_2 = 1$.

A.1.2. Contraste del tipo ADF(a) para los residuales de la regresión de cointegración

Durbin-Watson Statistic 1.897459

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
RESX1R1	0.2742341842	0.1758011215	1.55991	
	0.12962853			
el estadístico t(rho) ADF es: -4.12833				

A.2 Regresión de cointegración: Valle vs Total nacional sin el Valle

Durbin-Watson Statistic 1.579227

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
Constant	-2.550835418	0.349390623	-7.30081	
	0.00000005			
X7	0.870585336	0.086788868	10.03107	
	0.00000000			

set resx7r7 = resx7{1}

A.2.1 Prueba de hipótesis para el coeficiente de cointegración.

Similar al procedimiento en la sección 1.1. se realiza la prueba

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0: \beta_2 = 1 \\ \text{vs} \\ H_a: \beta_2 \neq 1 \end{array} \right.$$

El estadístico de prueba es el que se presentó en esa sección, sólo cambia el valor muestral de la estadística y en esta caso es: $t_c = \frac{0.870585336 - 1}{0.086788868} = -1.4911$ y como este valor cae entre $-t_{(0.025, 29)} = -2.045$ y $t_{(0.025, 29)} = 2.045$, entonces no se puede rechazar la hipótesis de que $\beta_2 = 1$.

A.2.2 Contraste del tipo ADF(a) para los residuales de la regresión de cointegración

Durbin-Watson Statistic 1.938634

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
RESX7R7	0.2021528235	0.1838456001	1.09958	
	0.28056008			
el estadístico t(rho) ADF es: -4.33977				

Anexo 4

Tasas de crecimiento de la productividad laboral industrial 1968-1998

	Santafé de Bogotá	Resto Región*	Antioquia	Total Nac. menos Antioquia	Valle	Total Nac. menos Valle
1969	10,68	5,05	15,97	1,79	13,21	1,78
1970	0,29	17,27	4,27	3,59	-0,21	3,82
1971	3,69	-17,00	-6,06	1,97	1,59	1,64
1972	0,82	4,85	17,47	15,99	9,42	16,39
1973	2,75	22,07	-2,44	6,86	-5,90	7,10
1974	-8,16	-12,87	-5,46	-11,63	-7,15	-11,59
1975	5,31	-7,87	-2,62	0,66	7,09	0,25
1976	2,70	11,41	-11,17	-1,21	-4,92	-1,41
1977	-7,06	12,34	23,66	4,72	3,93	5,41
1978	8,97	-7,69	1,14	11,65	5,91	11,49
1979	4,40	13,52	7,28	-3,77	1,63	-3,59
1980	3,65	4,23	6,24	0,64	6,13	0,62
1981	-4,14	5,90	-11,84	6,12	-7,81	6,00
1982	24,36	14,31	16,79	18,43	16,13	18,47
1983	-0,11	-16,89	-4,05	-17,60	5,15	-18,04
1984	1,97	9,33	-1,07	0,68	2,40	0,52
1985	-0,65	-0,59	6,75	1,36	2,68	1,51
1986	8,29	11,40	11,70	22,13	12,96	22,17
1987	-12,76	-11,17	-12,30	-9,86	13,43	-11,10
1988	-26,30	-15,82	-18,36	1,55	-33,47	2,98
1989	34,72	50,71	43,05	39,70	41,94	39,72
1990	4,33	-7,46	4,79	-4,81	5,75	-4,94
1991	4,81	-6,57	-2,31	-11,14	-3,63	-11,18
1992	8,98	6,34	-2,06	1,40	9,51	0,86
1993	-29,05	-17,25	-30,53	-18,15	-36,97	-17,60
1994	3,74	-5,94	6,65	-13,57	-1,37	-13,44
1995	13,51	25,52	4,21	25,21	11,94	25,04
1996	0,91	-2,78	-1,20	5,70	13,13	5,17
1997	18,14	21,01	17,80	14,26	11,47	14,49
1998	12,27	2,50	1,25	2,76	-4,74	3,05
Promedio	3,04	3,59	2,59	3,18	2,97	3,19

* Comprende los departamentos de: Santander, Norte de Santander, Tolima, Huila, Boyacá y Cundinamarca.

Fuente: DANE. Encuesta Anual Manufacturera (EAM).

Recibido el 19 de agosto de 2004. Aprobada su publicación el 24 de agosto de 2004.