

Jacobo
Campo Robledo*
Sebastián
Cubillos Fonseca**
Universidad
Católica de Colombia

Convergencia de precios en Colombia: Integración de mercados a través del índice de precios al consumidor

Recibido: 10 de agosto de 2012

Concepto de evaluación: 12 de octubre de 2012

Aprobado: 26 de octubre de 2012

Artículo de Reflexión

RESUMEN

En este artículo se aplican algunas técnicas y procedimientos econométricos para el análisis de la convergencia económica regional en precios, con el fin de evaluar la Ley del Único Precio en Colombia, a través del índice de precios al consumidor (IPC) para las trece principales ciudades del país. Específicamente, se emplean pruebas para el análisis de integrabilidad y cointegración para series de tiempo, tanto para los niveles de índices, como para las variaciones anuales. A través de estos procedimientos se puede evaluar el comportamiento de cada uno de los precios regionales con los precios nacionales, mostrando la elasticidad de largo plazo entre los precios y su nivel medio de diferencia. Los resultados muestran que, en promedio, los precios de Bogotá, Cali, Manizales y Pasto han estado situados por encima del nivel nacional y, de igual manera, su variación ha estado por debajo de la variación de precios a nivel nacional, durante el periodo estudiado.

Palabras Clave: convergencia en precios, ley de único precio, raíces unitarias, cointegración.

Clasificación JEL: C22, E31

Convergence of prices in Colombia: Markets integration through the Consumer Price Index

ABSTRACT

In this paper we apply some techniques and econometric methods to the analysis of regional economic convergence in prices to assess the law of one price in Colombia, through the Consumer Price Index (CPI) for the 13 largest cities. Specifically used for tests and cointegration analysis integrability for time series for both index levels, and for annual variations. Through these procedures may evaluate the performance of each of the regional prices with domestic prices, showing the long-term elasticity between prices and their average level of difference. The results show that on average, prices of Bogota, Cali, Manizales and Pasto have been placed above the national level and, just as its variation has been below the national price change during the study period.

Keywords: price convergence, law of one price, unit roots, cointegration.

JEL Classification: C22, E31

*Magíster en Economía,
profesor e investigador de
la Facultad de Economía,
Universidad Católica de
Colombia. Correo electrónico:
jacampo@ucatolica.edu.co

**Facultad de Economía,
Universidad Católica
de Colombia.
Correo electrónico:
jscubillos50@ucatolica.edu.co

INTRODUCCIÓN

Cuando los mercados de bienes y servicios de las diferentes regiones de un país convergen se dirá, entonces, que no existen diferentes mercados regionales de bienes y servicios, sino que, por el contrario, al cumplirse la Ley del Único Precio, existe un mercado más amplio, más abierto y competitivo.

En este orden de ideas, al realizar un análisis de precios en Colombia, a través de las principales ciudades, se deben revisar las teorías de la Ley del Único Precio y de la Paridad del Poder Adquisitivo (PPA). Básicamente, la Ley del Único Precio especifica que los mercados no tienen barreras comerciales en un producto y que este no puede tener dos o más precios diferentes compitiendo en el mismo mercado. En el ámbito internacional, esta teoría se entiende como la relación que tiene el precio de un bien homogéneo en distintos países expresado en una moneda común, el precio del bien debe ser igual.

Por su lado, la Paridad del Poder Adquisitivo (PPA) es una extensión de la teoría de la Ley del Único Precio, la cual no solo refleja aspectos de un precio único, también abarca la relación de los índices de precios de una canasta de bienes o servicios con el tipo de cambio entre monedas locales de los países. La teoría de la PPA expone que los bienes transables tienden a ser estacionarios, ya que al existir más transabilidad los precios son más homogéneos. Así, se exhibe una proximidad al cumplimiento de la Ley del Único Precio al interior de una zona comercial y entre regiones o ciudades con hábitos de consumo similares.

El interés por establecer si los precios de un país convergen, a través de sus ciudades, regiones, departamentos o divisiones, ha sido muy amplio en la literatura económica, sobre convergencia regional, durante los últimos treinta años. Lo anterior, debido a la polémica en torno a la estacionariedad de las series de tiempo. Adicionalmente, las regiones de un país se diferencian no solo en condiciones geográficas y climáticas, sino también culturalmente, principalmente, en los patrones de comportamiento del consumo de bienes y servicios.

Los trabajos pioneros, en términos de la presencia de tendencias comunes entre las variables económicas de las regiones, como en el caso de Engle y Kozicki (1993), Engle y Issler (1995) y Gonzalo y Granger (1995), muestran que son metodologías aceptadas y, en algunos casos, mejores que las tradicionalmente aceptadas. Este tipo de estudios hace necesaria la aplicación de los análisis de estacionariedad y cointegración de series de tiempo (Carlino & Sill, 2001).

Cabrera y Lozano (2001) emplean los datos de las series mensuales del IPC de México, entre enero de 1982 y julio de 2003, sectorizado por seis regiones, con el fin de probar si el nivel de precios de estos sectores convergen al precio nacional. Aplican la prueba de raíz unitaria tradicional ADF (1979, 1981) para evaluar la estacionariedad de las series de precios y el procedimiento de máxima verosimilitud de Johansen (1988, 1991), para determinar si las series regionales están cointegradas con el nivel nacional. Sus resultados muestran que los niveles regionales convergen en el largo plazo al nivel de precios nacional.

González, Rodríguez y Rodríguez (2002) realizan un análisis con fines teóricos sobre la convergencia en precios, a partir del tratado de Maastricht, en 1992, de la Unión Europea. Centrándose en la evolución de los precios y sus índices estudian cómo se lleva a cabo la convergencia entre estos en la Unión Europea. La metodología empleada, por estos autores, es la observación de las funciones objetivo, los precios, el IPC y la inflación, evaluando los trabajos empíricos de convergencia de ciudades españolas y sus provincias propuestos por Olloqui, Sosvilla y Alonso (1999) y Alberola y Marqués (1999), en la búsqueda de una integración monetaria por medio de los mercados en Europa.

En este orden de ideas, el objetivo central de este trabajo es determinar la existencia de la convergencia regional en precios, es decir, si los niveles de precios de las principales ciudades de Colombia tienden a converger en el largo plazo. La contribución de los resultados aquí presentados, a la literatura empírica existente, radica, básicamente, en que se constituye en nueva evidencia que respalda

trabajos anteriores en el tema de convergencia en precios, con técnicas econométricas para series de tiempo. Adicionalmente, la convergencia regional en precios en Colombia, a nivel de series de tiempo, ha sido estudiada a través de pocos trabajos, entre estos se encuentran: Ramírez (1999), Barón (2002), Alonso y Montoya (2005), Alonso y Gallego (2010, 2011) e Iregui y Otero (2011).

Ramírez (1999), por su parte, estudia la convergencia en el precio de los *commodities* agrícolas entre las regiones de Colombia cuando disminuyen los costos de transporte, debido al crecimiento de la infraestructura de carreteras. Para ello, emplea datos anuales del precio de ocho *commodities* agrícolas en doce ciudades de Colombia durante el periodo 1928-1990. A través de un análisis de cointegración, con la prueba de Johansen (1988, 1991), Ramírez encuentra que los costos de transporte son una fuente para explicar las diferencias de precios agrícolas en Colombia. Así, concluye que la integración de un mercado nacional ha estado limitada por la falta de redes de transporte apropiadas que permitan mayor eficiencia.

Por otro lado, Barón (2002) evalúa la integración de los mercados, a través del índice de precios al consumidor de alimentos y de vivienda de las siete principales áreas metropolitanas –Barranquilla, Bogotá, Bucaramanga, Cali, Manizales, Medellín y Pasto– desde enero de 1979. El análisis abarca el periodo enero de 1980 hasta diciembre de 2001 y aplica pruebas de raíz unitaria, tales como ADF (1979, 1981) y KPSS (1992), con lo que refleja el orden de integración de las series. La mayor conclusión de su trabajo es que los mercados se comportan de manera similar, pues reflejan una convergencia más alta en precios de mayor transabilidad (transables), como los alimentos, mientras que para precios de menor transabilidad (no transables), como la vivienda, los resultados son mixtos.

Por su parte, Alonso y Montoya (2005) realizan un análisis de integración espacial en el mercado de la papa parda pastusa, por medio de diferentes técnicas de series de tiempo. En dicho análisis encuentran que existe integración espacial, pero, además, que el mercado de la ciudad de Cali es el mercado central de este bien.

De otro lado, Alonso y Gallego (2010) estudian las relaciones que existen, en el corto y el largo plazo, entre los precios en el canal mayorista y minorista, es decir, la integración al interior de la cadena de tres bienes básicos (arroz, frijol y papa), lo que determina que no existe integración espacial en la cadena del arroz ni del frijol. Su resultado más interesante es la existencia de integración espacial en la cadena (entre los precios mayoristas y minoristas) de la papa parda pastusa. En un estudio similar y reciente, Alonso y Gallego (2011) analizan la existencia de una integración espacial en el mercado de carne de res, cerdo y pollo para Bogotá, Cali y Medellín. Sus resultados muestran evidencia empírica sobre la no existencia de integración espacial en ninguno de estos mercados.

Finalmente, trabajos recientes emplean técnicas de datos panel para estudiar la convergencia de precios y la integración de mercados en Colombia. A este respecto, un ejemplo es el trabajo de Iregui y Otero (2011), quienes llevan a cabo un análisis de integración con pruebas tipo panel de los mercados de 54 productos, a través de las trece ciudades principales de Colombia. Concluyen que existe evidencia estadística sobre el cumplimiento de la Ley de Único Precio para los productos y ciudades analizadas.

El presente documento está organizado de la siguiente manera. En la primera sección se presentan la metodología estadística y los datos empleados en el estudio, separando el análisis de estacionariedad del de cointegración, y, a su vez, se lleva a cabo un análisis sobre los parámetros estimados de esta última. Dicho análisis se complementa con la relación entre la inflación de las ciudades incluidas en el estudio. En la segunda sección se exponen las estimaciones y resultados. Finalmente, se concluye en la tercera sección.

METODOLOGÍA Y DATOS

Diferentes metodologías han sido empleadas en el estudio de la convergencia de precios, entre las cuales se destacan las que se basan en series de tiempo, *pooling* o datos panel (combinados).

El enfoque empleado en este documento, para analizar la convergencia de este tipo de temas regionales, es alternativo a otros enfoques propuestos en diversos estudios, como Dowrick y Nguyen (1989), Barro (1991), Barro y Sala-i-Martin (1991), Mankiw *et al.* (1992), Barro y Sala-i-Martin (1995), entre otros. Estos trabajos consideran la existencia de una convergencia tipo beta, la cual se obtiene a través de estimaciones de corte transversal, al lograr la relación negativa entre el valor inicial de cada economía (país) y su tasa de crecimiento para un periodo específico. Por otra parte, Durlauf y Johnson (1995), Bernard y Durlauf (1995, 1996) y Binder y Pesaran (1999) muestran que emplear la metodología beta-convergencia puede arrojar resultados erróneos¹.

Un modelo de convergencia de precios surge para explicar la diferencia que puede existir en el nivel de precios entre regiones, ciudades, países o divisiones, con el objetivo de comprobar el cumplimiento de la Paridad del Poder Adquisitivo (PPA) y la Ley del Único Precio. Taylor (2001) plantea un modelo básico de convergencia de precios, considerando un proceso AR(1) entre las diferencias de precios de dos regiones para estudiar el nivel de convergencia y la velocidad.

Análisis I: Pruebas de raíces unitarias

Para el análisis de la estacionariedad de los precios regionales se aplica la prueba de raíces unitarias tradicional KPSS (1992), sobre cada una de las series de precios de las trece ciudades principales. Con esta prueba se obtiene el orden de integración de cada serie de precios. Se emplea esta prueba, y no la ADF (1979, 1981), ya que, como es bien conocido, la KPSS tiene ventajas sobre las otras pruebas de raíces unitarias².

- 1 Básicamente, esto se debe a que este tipo de convergencia se produce entre las regiones que solo difieren en el nivel inicial de producto y tienen los mismos factores que determinan el estado estacionario, lo cual está representado por el parámetro de la constante en la ecuación beta-convergencia. Sin embargo, si este parámetro no es constante en todas las regiones del país, el modelo estará especificado de manera inadecuada.
- 2 Recordemos que la prueba KPSS tiene como hipótesis nula la estacionariedad, es decir, la no presencia de raíz unitaria en

Otro análisis, con el cual se pretende establecer si existe convergencia en precios a nivel de ciudades, es determinar si el diferencial entre el nivel de precios nacional y el nivel de precios de cada ciudad es estacionario. En específico, Hall *et al.* (1992) y Bernard y Durlauf (1996) nos permiten definir que la convergencia entre dos regiones, A y B, en términos de una variable Y, en este caso la variable precios, está dada por:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} (Y_{At} - Y_{Bt}) = \delta \quad [1]$$

Donde δ es el valor al cual convergen las series con el paso del tiempo. El valor esperado entre dos series estocásticas converge a δ a partir de algún periodo t . Según la literatura internacional, este tipo de convergencia puede clasificarse, en términos de convergencia débil y convergencia fuerte, dependiendo de las condiciones que cumplan las series en términos de estacionariedad y cointegración. Será fuerte cuando las dos series estén cointegradas con un vector [1, -1] y su diferencia sea una estacionaria.

Análisis II: Cointegración entre precios regionales y nacionales

Este análisis pretende establecer si existe una relación de largo plazo entre la serie de precios de cada una de las ciudades bajo estudio y la serie de precios nacional. Para ello, se aplica la prueba de cointegración de Phillips y Oularis (1990), la cual emplea el estimador de FMOLS para determinar la existencia de una relación de largo plazo entre las variables. Esta prueba de cointegración modifica la prueba de Engle y Granger (1987), corrigiendo el estimador de MCO, el cual no es consistente con el estimador FMOLS, que controla por la presencia de endogeneidad en la relación de largo plazo.

la serie, mientras las otras pruebas, como por ejemplo la ADF, tienen como hipótesis nula que la serie tiene raíz unitaria. Esta última, tiene una baja potencia frente a la prueba de estacionariedad, debido a que el valor de *alpha* es mayor a *beta* y, por tanto, tiende a no rechazar la presencia de raíz unitaria en la serie.

La hipótesis nula en esta prueba es la no existencia de cointegración entre las variables.

Después de determinar que cada uno de los niveles de precios de las ciudades está cointegrado con el nivel de precios nacional, es decir, que comparten una relación de largo plazo, se puede estimar un modelo que analice el comportamiento de cada uno de los precios regionales con los precios nacionales y que, a su vez, permita evidenciar la elasticidad de largo plazo entre los precios, además de conocer si los precios de una región (*i*) tienden a situarse, en promedio, por encima o por debajo de los precios nacionales. Se estima, entonces, el siguiente modelo:

$$LnIPC_t^i = \alpha + \beta LnIPC_t^N + \varepsilon_t \quad [2]$$

Donde, suponiendo que $\beta = 1$, si el coeficiente $\alpha = 1$, entonces los precios de la región (*i*) se ubican en promedio por debajo del nivel nacional. También, es posible estimar la relación expresada en la ecuación (2) para las tasas de inflación, en concreto:

$$\Delta_{12} LnIPC_t^i = \alpha + \beta \Delta_{12} LnIPC_t^N + \varepsilon_t \quad [3]$$

Donde, suponiendo que $\beta = 1$, si el coeficiente $\alpha < 0$, entonces la variación de los precios de la región (*i*) se ubican en promedio por debajo de la variación de precios del nivel nacional. Se esperaría que las ciudades que obtengan un coeficiente positivo de (α) en la estimación de la ecuación (2), obtengan un coeficiente negativo de (α) en la estimación de la ecuación (3).

Datos

Este trabajo emplea datos del índice de precios al consumidor (IPC) mensual para las trece ciudades principales de Colombia, a saber: Bogotá, Barranquilla, Cali, Cartagena, Cúcuta, Manizales, Medellín, Montería, Bucaramanga y Neiva. Estos datos son obtenidos del Departamento

Administrativo Nacional de Estadística (DANE) y cubren el periodo de enero de 1999 a diciembre de 2011, para un total de 156 observaciones de tiempo para cada ciudad.

ESTIMACIONES Y ANÁLISIS EMPÍRICO

Análisis I: Raíces unitarias

Los resultados de la prueba KPSS (1992) de raíces unitarias se presentan en la tabla 1. Estos reportan que las series de precios en niveles tienen raíz unitaria, ya que se rechaza la hipótesis nula de estacionariedad, mientras que en primeras diferencias son estacionarias. Así, se concluye que las series de precios de las trece ciudades principales de Colombia son integradas de orden 1, I(1).

Tabla 1.

Prueba de raíces unitarias-KPSS (1992)

Ciudad	IPC	Δ (IPC)	Orden de Integración
	Estadístico LM	Estadístico LM	
Bogotá	0.318365***	0.025474	I(1)
Barranquilla	0.308944***	0.036435	I(1)
Bucaramanga	0.336875***	0.033567	I(1)
Cali	0.347242***	0.025024	I(1)
Cartagena	0.313724***	0.046981	I(1)
Cúcuta	0.20724***	0.09436	I(1)
Manizales	0.328934***	0.036106	I(1)
Medellín	0.320523***	0.030374	I(1)
Montería	0.349741***	0.024945	I(1)
Neiva	0.236281***	0.050962	I(1)
Pasto	0.355321***	0.062607	I(1)
Pereira	0.329234***	0.040585	I(1)
Villavicencio	0.329766***	0.0166	I(1)
Total Nacional	0.325954***	0.024845	I(1)

(***) Denota rechazo de la hipótesis nula al 1% de significancia.

(**) Denota rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia.

Análisis II: cointegración entre precios regionales y nacionales

En la tabla 2 se exponen los resultados de la prueba de cointegración de Phillips y Oularis (1990), entre el nivel de precios nacional y el nivel de precios de cada una de las trece ciudades principales. Estos resultados muestran que las series de precios de cada una de las ciudades están cointegradas con el nivel de precios al consumidor total nacional, lo cual se puede interpretar como el cumplimiento de convergencia en sentido fuerte.

Tabla 2.

Prueba de cointegración Phillips y Oularis (1990)

Ciudad	Phillip-Oularis Estadístico Z	Probabilidad
Bogotá	-40,870	0,0003
Barranquilla	-20,786	0,0398
Bucaramanga	-20,165	0,0457
Cali	-20,113	0,0462
Cartagena	-20,141	0,0185
Cúcuta	-21,007	0,0301
Manizales	-21,731	0,0347
Medellín	-27,092	0,0092
Montería	-21,920	0,0308
Neiva	-20,264	0,0426
Pasto	-21,717	0,0323
Pereira	-26,969	0,0095
Villavicencio	-26,648	0,0102

A continuación, dado que los precios nacionales y cada uno de los regionales están cointegrados, se procede a estimar un modelo, como el que se expuso en la sección anterior, que busca analizar el comportamiento de cada uno de los precios regionales con los precios nacionales, mostrando la elasticidad de largo plazo entre los precios. Además, el modelo nos permite saber si los precios de una región (*i*) tienden a situarse, en promedio, por encima o por debajo de los precios nacionales.

La tabla 3 presenta los resultados tras estimar la ecuación (2). Se puede observar que, dado el signo del intercepto (α), los niveles de precios al consumidor de Bogotá, Cali, Manizales y Pasto tienden a situarse, en promedio, por encima del nivel de precios al consumidor nacional. Se debe tener en cuenta que estos resultados se leen de esta forma si y solo si el coeficiente de cointegración es igual a 1.

Tabla 3.

Elasticidades de largo plazo Ln (IPC)

Ciudad	Intercepto		Elasticidad de Largo Plazo	
	Coficiente	e.e.	Coficiente	e.e.
Bogotá	0,1588	0,0031	0,9656	0,0007
Barranquilla	-0,3412	0,0078	1,0731	0,0018
Bucaramanga	-0,5150	0,0122	1,1133	0,0028
Cali	0,0649	0,0144	0,9850	0,0033
Cartagena	-0,4426	0,0089	1,0952	0,0020
Cúcuta	-0,3987	0,0243	1,0872	0,0055
Manizales	0,3002	0,0098	0,9349	0,0022
Medellín	-0,0702	0,0079	1,0157	0,0018
Montería	-0,3882	0,0175	1,0851	0,0040
Neiva	-0,3967	0,0188	1,0839	0,0043
Pasto	0,1058	0,0258	0,9780	0,0059
Pereira	-0,0038	0,0073	1,0001	0,0017
Villavicencio	-0,2981	0,0114	1,0650	0,0026

La tabla 4 presenta los resultados tras estimar la ecuación (3). En este caso, las variables están medidas como la diferencia anual (doce meses) del logaritmo del índice de precios, por lo tanto, y como se mencionó anteriormente, el signo del intercepto (α) deberá tener el signo contrario al que se obtuvo con la ecuación (2), presentado en la tabla 3. Como se observa, las variaciones del nivel de precios al consumidor de Bogotá, Cali, Manizales, Montería, Pasto y Pereira tienden a situarse, en promedio, por debajo de las variaciones del índice de precios nacional. Es curioso el resultado de Montería y Pereira, ya que se esperaba que el coeficiente (intercepto) (α) fuera

positivo, pues en los resultados de la ecuación (2) se obtuvo un resultado positivo. Los coeficientes en el caso de Pereira no son significativos. Este análisis de las variaciones muestra que para hacer análisis de convergencia es necesario hacer un análisis conjunto de los índices de precios y de sus variaciones.

Tabla 4.

Elasticidades de largo plazo ($\Delta_{12}Ln(IPC)$)

Ciudad	Intercepto		Elasticidad de Largo Plazo	
	Coefficiente	e.e.	Coefficiente	e.e.
Bogotá	-0,0007	0,0005	0,9794	0,0092
Barranquilla	0,0016	0,0016	1,0412	0,0274
Bucaramanga	0,0137	0,0016	0,8787	0,0265
Cali	-0,0071	0,0014	1,0964	0,0247
Cartagena	0,0029	0,0015	1,0284	0,0258
Cúcuta	0,0017	0,0032	1,0855	0,0555
Manizales	-0,0050	0,0015	1,0368	0,0258
Medellín	0,0036	0,0012	0,9546	0,0204
Montería	-0,0051	0,0022	1,1752	0,0374
Neiva	0,0075	0,0020	0,9531	0,0342
Pasto	-0,0181	0,0028	1,3151	0,0475
Pereira	-0,0009	0,0015	1,0130	0,0252
Villavicencio	0,0084	0,0013	0,8968	0,0220

CONCLUSIONES

Este documento se centra en determinar la existencia de convergencia regional en precios en Colombia, es decir, si los niveles de precios de las principales ciudades de Colombia tienden a converger en el largo plazo. Se emplean datos mensuales del índice de precios al consumidor (IPC), que cubre el periodo desde enero de 1999 a diciembre de 2011, para las trece ciudades principales de Colombia.

Se aplica un análisis de estacionariedad de las series del índice de precios al consumidor, con la finalidad de establecer el orden de integración de las mismas. Adicionalmente, se establece la existencia de una relación de largo plazo entre la serie de precios de cada una de las ciudades y el índice de precios nacional, para mostrar que los precios de las ciudades colombianas convergen a un único precio, es decir, convergen a los precios nacionales. Esta última relación presenta evidencia sobre convergencia regional, en sentido fuerte, entre las series de precios, ya que la existencia de una relación de cointegración entre cada uno de los índices regionales y el índice nacional determina que, en el largo plazo, existe convergencia.

Los resultados obtenidos en este artículo refuerzan los aportes empíricos de otros trabajos sobre convergencia regional como: Barón (2002) y Ramírez (1999). Finalmente, los resultados confirman que se cumple la versión relativa de la paridad del poder de compra (PPC) o paridad del poder adquisitivo (PPA), conocida también como Ley del Único Precio.

Con respecto al análisis complementario, aplicado para determinar la dinámica de los precios de las ciudades y el índice nacional, a través de la ecuación (2), mostró que los niveles de precios al consumidor de Bogotá, Cali, Manizales y Pasto tienden a situarse, en promedio, por encima del nivel de precios al consumidor nacional durante el periodo bajo análisis. Lo anterior hace que, a su vez, las variaciones de precios sean menores en estas ciudades, si se comparan con el resto de ciudades del país.

Finalmente, para avanzar en estudios sobre convergencia de precios, es necesario, no solo llevar a cabo análisis de los precios y de sus índices, sino, también, realizar el análisis de sus variaciones, entendidas como las tasas de inflación de las regiones, tal y como lo presenta Barón, y como se aproxima en este trabajo.

REFERENCIAS

1. Alberola, E. & Marqués, M. (1999). *On the relevance and Nature of Inflation Differentials. The Case of Spain* (Documento de trabajo No. 99 13). Madrid: Banco de España.
2. Alonso, J. & Gallego, A. (2010). Integración de los precios en los canales minorista y mayorista arroz, papa y fríjol en la ciudad de Cali. *Economía, Gestión y Desarrollo*, 10, 79-96.
3. Alonso, J. & Gallego, A. (2010). Integración espacial del mercado de la carne en las tres principales ciudades de Colombia: evidencia de las series de precios. *Revista Economía & Región*, 4(2) 5-28.
4. Alonso, J. & Montoya, V. (2006). *Integración espacial del mercado de la papa en el Valle del Cauca: Dos aproximaciones diferentes una misma conclusión* (ICER, Informe de Coyuntura Económica Regional 68-83). Cali: Universidad ICESI.
5. Bai, J. & Perron, P. (2003). Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models. *Journal of Applied Econometrics*, 18, 1-22.
6. Barón, J. (2004) La inflación en las ciudades de Colombia: una evaluación de la paridad de poder adquisitivo (58-108). En A. Meisel (Ed.), *Macroeconomía y regiones en Colombia*. Bogotá: Banco de la República.
7. Barro, R. & Sala-i-Martin, X. (1991). Convergence. *Journal of Political Economy*, 100, 223-251.
8. Barro, R. & Sala-i-Martin, X. (1995). *Economic Growth*. New York: McGraw-Hill.
9. Bernard, A. & Durlauf, S. (1995). Convergence in International Output. *Journal of Applied Econometrics*, 10, 97-108.
10. Bernard, A. & Durlauf, S. (1996). Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis. *Journal of Econometrics*, 71, 161-173.
11. Binder, M. & Pesaran, M. (1999). Stochastic Growth Models and their Econometric Implications. *Journal of Economic Growth*, 4, 139-183.
12. Burgstaller, J. J. (december, 2005). *Interest Rate Pass-through Estimates from Vector Autoregressive Models* (Working paper No. 0510). Austria: Johannes Kepler University of Linz.
13. Carlino, G. & Sill, K. (2001). Regional Income Fluctuations: Common Trends and Common Cycles. *The Review of Economics and Statistics*, 83(3), 446-456.
14. Dickey, D. A. & Fuller, W. (1981) Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Econometrica*, 49, 1057-1072.
15. Dickey, D. & Fuller, W. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
16. Dowrick, S. & Nguyen, D. (1989). OECD Comparative Economic Growth 1950-85: Catch-Up and Convergence. *American Economic Review*, 79(5), 1010-1030.
17. Durlauf, S. & Johnson, P. (1995). Multiple Regimes and Cross-Country Growth Behaviour. *Journal of Applied Econometrics*, 10, 365-384.

18. Engle, R. & Granger, C. (1987). *Co-integration y Error-Correction: Representation, Estimation y Testing*. *Econometrica*, 2(55), 251-276.
19. Engle, R. & Kozicki, S. (1993). Testing for Common Features. *Journal of Business and Economic Statistics*, 11(4), 369-395.
20. Engle, R. & Issler, J. (1995). Estimating Common Sectorial Cycles. *Journal of Monetary Economics*, 35(1), 83-113.
21. Gonzalo, J. & Granger, C. (1995). Estimation of Common Long-Memory Components in Cointegrated Systems. *Journal of Business and Economic Statistics*, 13(1), 27-35.
22. González, C., Rodríguez, S. & Rodríguez, A. (2002). Análisis de la convergencia de los precios a través de la información que aportan los Índices de precios de consumo. *Revista Asturiana de Economía – RAE*, 23, 55-68.
23. Hall, S., Robertson, D. & Wickens, M. (1992). Measuring Convergence of the EC Economies. *The Manchester School of Economic & Social Studies*, 60(0), 99-111.
24. Iregui, A. & Otero, J. (2011). Testing the Law of One Price in Food Markets: Evidence for Colombia Using Disaggregated Data. *Empirical Economics*, 40, 269-284.
25. Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.
26. Johansen, S. (november, 1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica, Econometric Society*, 59(6), 1551-80.
27. Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P. & Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of Unit Root. *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159-178.
28. Mankiw, G., Romer, D. & Weil, D. (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, 107, 407-437.
29. Olloqui, I., Sosvilla, S. & Alonso, J. (1999). *Convergencia en precios en las provincias españolas* (Documento de trabajo No. 99-04). Madrid: Fedea.
30. Phillips, P. & Ouliaris, S. (1990). Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration. *Econometrica, Econometric Society*, 58(1), 165-93.
31. Ramírez, M. (1999). *On infrastructure and economic growth* (Tesis de doctorado, University de Illinois). Urbana-Champaign.
32. Taylor, A. (2001). Potential Pitfalls for the Purchasing-Power-Parity Puzzle? Sampling and Especification Biases in Mean-Reversion Test of the Law of One Price. *Econometrica*, 69(2), 473-498.

