

REVISTA DE ESTUDIOS REGIONALES

I.S.S.N.: 0213-7585

2ª EPOCA Mayo-Agosto 2019



115

SUMARIO

William Orlando Prieto Bustos y Joan Miguel Tejedor Estupiñán. Technical efficiency of local public institutions in Colombia

Gerardo José Ruiz-Rico Ruiz y Gerardo Ruiz-Rico Ruiz. Orientaciones legislativas para futuras políticas sociales en la nueva ley del deporte de Andalucía
Dharmabrata Mahapatra, Dukhabandhu Sahoo y Mrinali Mahanti. Growth and Inequality at the sub-regional and sub-sectoral level: Case of Service sector of Odisha, India

Alberto Turnes Abelenda y Xavier Vence Deza. Una aproximación a los flujos interterritoriales no explícitos derivados de la ejecución de obra pública financiada por el Estado en las CCAA. El caso de Galicia 2005-2012

Julio César Alonso Cifuentes y Jacobo Campo Robledo. Relación entre los niveles de precios de las siete principales ciudades de Colombia: Evidencia para el periodo 2000 – 2014

Esther Rando Burgos. La ordenación del territorio en Baleares bajo el prisma de la gestión territorial: Las Áreas de Reversión Territorial

Isaac Martín Lupiáñez. La atracción migratoria de las ciudades turísticas y la transformación del sistema urbano litoral mediterráneo español. Un análisis a escala local del período 1991 a 2011

Recensiones y reseñas bibliográficas

Documentación

Relación entre los niveles de precios de las siete principales ciudades de Colombia: Evidencia para el periodo 2000 – 2014

Relationship between the price levels of the seven principal cities of Colombia: Evidence for the PERIOD 2000 – 2014

Julio César Alonso Cifuentes

Universidad ICESI

Jacobo Campo Robledo

Universidad Católica de Colombia

Recibido, Abril de 2017; Versión final aceptada, Julio de 2018.

PALABRAS CLAVE: Paridad del Poder Adquisitivo, Ley del precio único, Colombia Prueba de Cointegración de Johansen, Modelo de Corrección de Errores, Prueba de causalidad de Granger, Convergencia.

KEYWORDS: Purchasing Power Parity, Single Price Law, Colombia, Johansen Cointegration Test, Error Correction Model, Granger Causation Test, Convergence.

Clasificación JEL: C22, C32, E310, R10.

RESUMEN:

El documento presenta evidencia estadística acerca de si se cumple la hipótesis de la Paridad del Poder Adquisitivo entre las siete principales ciudades de Colombia (Bogotá, Medellín, Cali, Bucaramanga, Manizales, Barranquilla y Pasto) para el periodo comprendido entre Enero de 2000 y Diciembre de 2014, desde un enfoque que establece la relación de largo plazo entre el nivel de precios de estas ciudades empleando un modelo VEC sugerido por Johansen y Juselius (1990). Los resultados muestran que las series de los precios no son estacionarios (o estacionarias alrededor de una tendencia), la prueba de cointegración permite determinar que existe relación de largo plazo entre los niveles de precios de las siete ciudades estudiadas.

ABSTRACT:

Introduction

Parity of Purchasing Power (PPA) is perhaps one of the concepts found at the center of classical macroeconomic theory. The empirical works to prove the existence of the PPA between countries is abundant. At the same time, another literature has been developed that tries to prove the existence of PPP within the countries.

The PPP implies that the exchange rate in the long term will tend to balance the purchasing power of the different currencies; in order to comply with the Law Of One Price (LOOP) in the market. The Single Price Law implies that, under the existence of efficient markets, the goods will have the same value (discounting the transaction costs) in two different places. This law, in principle, must be fulfilled between any group of countries, regions or cities, especially between cities, since there are no clear barriers to trade between them, costs are zero, there are only transport costs.

If the law of the single price is met between cities of the same country, this will imply that arbitrage possibilities between them cannot exist. But the non-existence of purchasing power parity between cities implies an opportunity to arbitrate, taking advantage of the imbalance between prices (differential): buy at a lower cost in one place to sell at a higher price in another.

Methodology

This paper presents statistical evidence about whether the hypothesis of purchasing power parity holds between the seven main cities of Colombia, Bogotá, Medellín, Cali, Bucaramanga, Manizales, Barranquilla and Pasto, for the period between January 2000 and December 2014. From one approach that establishes the long-run relationship between the price level of these cities using a VEC model suggesting by Johansen and Juselius (1990). Specifically, untied root tests, ADF, and the Johansen cointegration test are used, the VEC model is estimated and the Granger causality test is applied.

The data used correspond to the monthly series of the Consumer Price Index (CPI) at a general level in the seven main cities of Colombia, taken from the DANE, for the period between 2000: 1 and 2014: 12. For this we use the logarithm of the IPC (ln (IPC)) of each of the main cities. With these data, two analyzes are carried out, the first for the set of the 7 main cities, presented in subsection 3.1, and the second for the three main cities of Colombia, presented in subsection 3.2.

Main Results

First, according to the unit root tests applied to each of the series of the 7 cities, they are integrated in order one, I (1). Second, for both cases of analysis, there is cointegration between the set of price variables.

In the seven main cities version the VEC model determined that, in the face of external shocks such as changes in technology, in productivity, in the costs of inputs, or in the level of income of consumers or their expectations, the CPI of Manizales, Cali, Bogotá, Medellín, Barranquilla and Bucaramanga, tends to decrease, while that of Pasto tends to increase. Therefore, one could think of buying in some of the previous cities and selling in Pasto to obtain an extra-economic benefit.

As can be seen in Annex 1 - Table 6, with a confidence level of 99%, the price indexes of 4 of the 7 cities respond to the adjustment mechanism; The CPI of Bogotá, Bucaramanga and Pasto have a statistic of correction of errors approximately equal to zero statistically, reason why it does not have a relation in the short term with the indices of prices of the other cities, that is to say with the whole system. By presenting an imbalance in the long run, Cali and Medellín are the cities that will adjust faster with a rate of 16.64% adjustment and 13.29% respectively, followed by Barranquilla with an adjustment of 7.91% over a period, in this case a period is a month. It is important to note that, in the face of imbalances in the CPI in the long term, the price level in cities tends to rise, given the sign of the adjustment coefficient, this implies that the imbalance is corrected from a value below zero, while in Pasto the adjustment will be negative but not significant.

If only Cali, Medellín and Bogotá are considered, it is observed that these have the same sense in the adjustment, that is to say, in the face of external shocks, the price levels decrease, but they do so at different speeds, the fastest being Medellín, followed by Cali and Bogotá, so there may be some possibility of arbitration, of course without taking into account transport costs and other factors that affect the exchange of goods.

In the three main cities version the VEC model determined that, faced with unexpected imbalances in the long term, ie unexpected or asymmetric shocks, the CPI of the three cities will decrease in the short term by 6.37% for Bogotá, 22.80% for Medellín and 23.85% for Cali, the latter city being the one that will present a faster adjustment.

Conclusions

The evidence presented indicates that the PPA is fulfilled among the seven main cities of Colombia, and also for the 3 main cities. The existence of a long-term relationship between the series of non-stationary prices, that is, $I(1)$, implies that prices converge at a stable level in the long term, and that they are not susceptible to move away from their tendency permanently before external shocks, in such a way that there is no possibility of arbitrage.

Using the Granger's causality tests results we can conclude that Medellín can be understood as a "center" city since the movements in its CPI precede the movements in the CPI of a good number of the 7 cities studied; possibly this is due to its importance as a producer, distributor and marketer of the goods that are in the basic basket of Colombians.

In the three main cities version, there is bi-directional causality between Bogotá and Medellín. That is, there is a feedback effect between Bogotá and Medellín. In the case of Cali, according to the results, the prices of Cali do not cause in the Granger sense the prices of Medellín or Bogotá, Table 5 presents these results.

The results of the Vector Error Correction analysis are important to develop economic policies, since they allow to correctly determine the shocks that will affect the price level both at the national level and in the particular case of the cities under study.

The results obtained in this study are important for developing economic policies, since they allow to correctly determine the shocks that will affect the price level both at the national level and in the particular case of the principal and intermediate cities under study.

1. INTRODUCCIÓN

La Paridad del Poder Adquisitivo (PPA) es tal vez uno de los conceptos que se encuentran en el centro de la teoría macroeconómica clásica. Los trabajos empíricos para probar la existencia de la PPA entre países son abundantes (ver por Giovannetti (2013) para una revisión no exhaustiva de estudios empíricos). Paralela a la literatura que prueba la existencia o no de la PPA a nivel de países se ha desarrollado otra literatura que intenta probar la existencia de la PPA al interior de los países (Por ejemplo, Sonora (2005), Cecchetti, Mark y Sonora (2000) lo hacen para el caso de los Estados Unidos, Akdi, Berument y Cilasun (2006)).

La PPA implica que la tasa de cambio en el largo plazo tenderá a equilibrar el poder adquisitivo de las diferentes monedas; con el fin de cumplir con la Ley del Único Precio (LUP) en el mercado. La Ley del Único Precio implica que, bajo la existencia de mercados eficientes, los bienes tendrán el mismo valor (descontando los costos de transacción) en dos lugares diferentes. Más aún, la LUP implica que los precios de los bienes serán los mismos o tenderán a converger en el largo plazo a un mismo precio de mercado. Esta ley, en principio debe cumplirse entre cualquier grupo de países, regiones o ciudades, en especial entre ciudades, ya que, al no existir barreras claras para el comercio entre ellas, los costos son cero, únicamente existen los costos de transporte.

Si la ley del único precio se cumple entre ciudades de un mismo país, esto implicará que no pueden existir posibilidades de arbitraje entre ellas. Pero la no exis-

tencia de paridad del poder adquisitivo entre ciudades implica una oportunidad para hacer arbitraje, aprovechando el desequilibrio entre precios (diferencial): comprar a menor costo en un lugar para vender a un mayor precio en otro.

En este documento se estudia si existe convergencia entre el nivel de precios de las siete principales ciudades de Colombia. Es decir, si el valor de la canasta de bienes y servicios de Bogotá, Medellín, Cali, Bucaramanga, Barranquilla, Manizales y Pasto convergen o no a un único precio. Se emplean un enfoque basado en el análisis estadístico de series de tiempo, para el periodo mensual 2000:1 y 2014:12. En específico, se busca determinar si existe alguna relación de largo plazo entre los índices de precio de las principales ciudades; es decir si siguen alguna tendencia común, y de cierta forma, si el comportamiento del nivel de precios en una ciudad (*i*) incide sobre el nivel de precios de otra (*j*), esto a través de la prueba de cointegración de Johansen (1988, 1991), siguiendo la metodología propuesta por Johansen y Juselius (1990), que incluye la estimación de un modelo VEC. Se utilizan pruebas de raíces unitarias como Dickey y Fuller (1979, 1981) (en adelante ADF), Phillips y Perron (1988) (en adelante PP) y la prueba de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992) (en adelante KPSS), además de la prueba de cointegración de Johansen (1988, 1991), y la estimación de modelos de corrección de errores vectoriales (VEC).

La contribución de este trabajo radica básicamente en que presenta evidencia de la existencia de convergencia entre las 7 principales ciudades de Colombia a través del análisis de series de tiempo y con datos que cubren el periodo reciente, a partir del año 2000, en este sentido se tiene en cuenta un periodo de recuperación de la economía luego de la crisis económica del año 1999. La diferencia con otros trabajos es básicamente que se emplean datos recientes, por un lado, y por otro lado, se utiliza un índice de precios al consumidor general y no específico por bien, ni por grupo de gasto.

Para lograr el objetivo, este documento se encuentra organizado de la siguiente manera. La siguiente sección discute trabajos previos y la aproximación metodológica adoptada en el presente documento. En la tercera sección se describen los datos y los resultados obtenidos. En la cuarta y última sección se presentan unos comentarios finales.

2. MARCO TEÓRICO Y REVISIÓN DE LITERATURA

La literatura sobre la PPA tradicionalmente se concentra en comprobar esta hipótesis entre países (Corbae y Quliaris (1988), Apergis (2003), Giovannetti (2013)), pero paralelamente se ha desarrollado una literatura que estudia la existencia o no de la PPA al interior de un país. Es decir, se ha desarrollado una literatura en la que se prueba la existencia de la PPA explotando la no existencia de barreras legales al

comercio y no fluctuaciones en la tasa de cambio nominal al considerarse regiones o ciudades al interior de un mismo país.

Por ejemplo, Sonora (2005) estudia el fenómeno para ciudades mexicana, Cecchetti, Mark y Sonora (2000) lo hacen para el caso de los Estados Unidos, Akdi, Berument y Cilasun (2006) para Turquía, Chaudhuri y Sheen (2004) para Australia, Das y Bhattacharya (2007) y Morshed, Ahn y Lee (2006) para la India, Fan y Wei (2006) para China y Mathä (2006) para diferentes ciudades de la Unión Europea.

La mayoría de estos estudios (y algunos entre países como Papell (2006)), se interesan por saber si las tasas de cambio reales entre las ciudades son estacionarias alrededor de su media. Es decir, si las tasas de precios relativos convergen en el largo plazo a un valor de estado estacionario. Para tal fin han empleado pruebas de raíces unitarias como la ADF y KPSS.

En ese caso, la variable analizada es el precio relativo de las ciudades, también conocido como la “tasa de cambio real” para cada ciudad. Esta “tasa de cambio real” (q_{it}) representa la relación entre los índices de precios de dos ciudades, donde se debe tomar una ciudad numeraria como punto de comparación: Es decir,

$$q_{it} = \ln \left(\frac{P_{i,t}}{P_{0,t}} \right) \quad (1)$$

donde $P_{i,t}$ corresponde al índice de precios de cada una de las ciudades estudiadas y $P_{0,t}$ representa el índice de precios de la ciudad numeraria.

De acuerdo a esta definición, existirá convergencia si la serie es estacionaria alrededor de su media lo cual implica que, aunque reciba choques externos esta tasa vuelve a su media. Por el contrario, si sigue un camino aleatorio no puede converger porque ante choques externos la “tasa de cambio real” seguirá una nueva dirección (para una mayor discusión sobre este tema ver por ejemplo Sonora (2005) o Cecchetti, Mark y Sonora (2000)).

Un ejemplo de esta metodología se puede encontrar en el trabajo de Cecchetti, Mark y Sonora (2000). Estos autores encuentran que las pruebas de raíces unitarias para series de tiempo de precios relativos indican que no existe convergencia entre los Índices de precios porque las series son integradas de orden uno, $I(1)$.

Otra metodología empleada en este tipo de estudios, es la que se aplica en el presente documento. En específico se analiza si existe relación de cointegración entre los niveles de precios de las diferentes ciudades o regiones de un país, empleando herramientas estadísticas de análisis de series de tiempo.

Por ejemplo, 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.

Adicionalmente, otros trabajos sobre convergencia, llevan a cabo análisis similares al de este documento para el mercado laboral, como el trabajo de Avilés, Gámez y Torres (1997), quienes analizan la convergencia real y la existencia de tendencias comunes entre algunas variables del mercado de trabajo de Andalucía y España menos Andalucía. Por su parte Rodríguez (1999) en un análisis de crecimiento económico y convergencia regional de largo plazo en España, muestra que las disparidades disminuyeron sustancialmente hasta 1979, pero que a partir de esta fecha se han mantenido, o incluso han aumentado ligeramente.

En general, la falta de convergencia puede estar determinada por costos de transporte, inclusión de precios de bienes no comercializables en el índice general de precios, firmas ejerciendo poder de monopolio local y estableciendo precios a mercado segmentados. Según Akdi, Berument y Cilasun (2006), las series de índices de precios se pueden ver afectadas por choques tecnológicos y rendimientos creciente a escala, precios del petróleo y variaciones diferentes en los precios de los productos intermedios.

Para el caso colombiano, un estudio que va en la línea de este documento es el de Alonso y Montoya (2006). Los autores intentan determinar si existe cointegración en el mercado de la papa en el Valle del Cauca. Para esto aplican pruebas de cointegración (Johansen) y de causalidad (Granger). Realizan las pruebas de cointegración a las series: al interior del Valle del Cauca, y en diferentes ciudades frente al Valle del Cauca. Para el caso del Valle del Cauca, se encuentra que los precios de Cali, Palmira y Tulúa, presentan una relación de largo plazo, lo cual indica una integración espacial de estos mercados vallecaucanos. Para determinar si existe o no una ciudad "centro", aplican la prueba de causalidad de Granger. De esta prueba, se concluye que el precio de Cali causa (a lo Granger) los precios de Palmira y Tulúa, pero lo contrario no es cierto. El modelo VAR estimado permite afirmar que los movimientos de los precios en la ciudad de Cali, anteceden a los movimientos de los precios en las otras ciudades consideradas en el estudio.

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. Por otra parte, Alonso y Gallego (2011) estudian la existencia de una integración espacial en el mercado de carne de res, cerdo y pollo para tres ciudades principales, Bogotá, Cali y Me-

dellín. Aplican las pruebas de cointegración de Johansen (1988, 1991) y Breitung (2004) para determinar si existe relación de largo plazo entre los precios de estas 3 ciudades. Sus resultados muestran evidencia empírica sobre la no existencia de integración espacial en ninguno de los mercados bajo estudio. En este documento determinaremos inicialmente que las series son integradas de orden 1, es decir, estacionarias en primera diferencia, seguido de la evaluación de la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre las series, lo que sugiere que se cumple la Ley de único precio o la PPC. En este sentido, se sigue una estrategia de análisis similar a Alonso y Montoya (2006).

Barón (2002) presenta un estudio para Colombia en un periodo de 21 años, en el que se analiza el cumplimiento de la paridad del poder adquisitivo de 7 ciudades principales de Colombia. Barón (2002) realiza una comparación de la convergencia estocástica, de tipo sigma, aplicando la metodología de Bernardy y Durlauf (1995). Para llegar a los resultados realiza pruebas de raíces unitarias tipo ADF y KPSS. Adicional, el autor genera la caracterización de los procesos inflacionarios en las regiones mencionadas, y se establece diferencia de precios entre los bienes transables, y no transables. Los resultados inferen que la inflación es similar en estas ciudades, y se cumple la hipótesis de la paridad del poder adquisitivo al igual que la convergencia estocástica.

Por otro lado, Gómez (2006) estudia la relación entre los dos tipos de convergencia; absoluta y condicional, en las regiones de Colombia, en el cual el enfoque es la convergencia del PIB contemplando los agregados monetarios o ahorro financiero y la influencia del sector exportador en el crecimiento económico de las ciudades. Su metodología se basa en el enfoque de Barro y Sala-i Martin (1991). Como resultado obtuvo que la convergencia condicional tiene una velocidad más alta que la convergencia absoluta, y demuestra que el ahorro financiero es efectivo e influyente en la dinámica económica de la región, un poco más influyente que las exportaciones.

Romero (2007) muestra la forma en que se relaciona la inflación regional y el costo de vida comparativo, para 13 ciudades principales de Colombia; a partir de esto, se pretende analizar el comportamiento de los precios con respecto a la demanda agregada y a la escases relativa, el poder de compra y finalmente las decisiones políticas que se puedan y deban implementar dependiendo de la caracterización regional. La conclusión a la que llega el autor se refiere a que en Colombia existen diferencias de precios en las ciudades, de modo que las ciudades con inflación relativamente mayor muestra aumento en la en el costo de vida.

En el tranado de Galvis y Meisel (2012), se evidencia un alto grado de desigualdad permanente en las diferentes regiones de Colombia, el autor confirma los resultados con la utilización de econometría espacial, determinando la notoria dependencia espacial en la distribución de pobreza. Lo que quiere decir, que la

distribución del ingreso dentro del país está determinada principalmente por barreras de movilidad de factores. Por lo tanto, se puede analizar en cierto modo la convergencia de precios, por ejemplo, laborales en las diferentes regiones del país.

En un estudio para Colombia a nivel de ciudades, Campo y Cubillos (2012) llevan a cabo un análisis de la convergencia económica regional en precios, con el objetivo de evaluar el cumplimiento de la Ley del Único Precio, empleando pruebas de cointegración y análisis de regresión con las series de precios de las 13 principales ciudades de Colombia para el periodo enero 1999 – diciembre 2011. Otros trabajos que han estudiado en parte la convergencia de precios son Ramírez (1999), Barón (2004) e Iregui y Otero (2011).

La diferencia del presente trabajo con otros trabajos mencionados anteriormente, es básicamente que se emplean datos recientes, por un lado; y por otro lado, se utiliza un índice de precios al consumidor general y no específico por bien, ni por grupo de gasto como el caso de Ramírez (1999), Barón (2004) e Iregui y Otero (2011). Por su parte, Campo y Cubillos (2012) realizan un análisis para las 13 principales ciudades de Colombia, y con una modificación grande en la metodología de análisis.

3. DATOS Y RESULTADOS EMPÍRICOS

Los datos empleados corresponden a las series mensuales del IPC a nivel general en las siete principales ciudades de Colombia, tomados del DANE, para el periodo comprendido entre 2000:1 y 2014:12. Para esto empleamos el logaritmo del IPC ($\ln(\text{IPC})$) de cada una de las ciudades principales.

Como se mencionó anteriormente, se llevan a cabo dos análisis, el primero para el conjunto de las 7 principales ciudades, presentado en la subsección 3.1, y el segundo para las tres principales ciudades de Colombia, presentado en la subsección 3.2.

3.1. *Relación de largo Plazo entre los Índices de precios de las 7 principales ciudades*

Para determinar si existe convergencia en los niveles de precios de las 7 principales ciudades, se procede a estudiar la relación de largo plazo que existe entre los niveles de precios de las 7 principales ciudades de Colombia (Medellín, Manizales, Bucaramanga, Pasto, Barranquilla, Bogotá, Cali.).

Es importante anotar que, según las pruebas de raíces unitarias aplicadas a cada una de las series de las 7 ciudades, son integradas de orden uno, $I(1)$. Los resultados de estas pruebas de raíces unitarias se reportan en el Cuadro 1, y muestran que para el caso de las series en niveles el estadístico de las pruebas ADF y PP no permiten rechazar la hipótesis nula de que la serie tiene raíz unitaria,

con un nivel de significancia del 5%, en todos los casos. Sin embargo, para las series en primera diferencia estos estadísticos permiten rechazar la hipótesis nula a favor de la hipótesis alterna, afirmando de esta manera que las series son no estacionarias en niveles, pero estacionarias en primera diferencia. Por su parte, el estadístico KPSS confirma este resultado, ya permite rechazar la hipótesis nula de que la serie es estacionaria para el caso de las series de precios en niveles, y no rechazar la hipótesis nula en el caso de las series en primera diferencia. La esencia de una serie estacionaria, es básicamente que tienen reversión a su media, ante cualquier choque exógeno.

CUADRO 1
PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS, LOGARITMO DE LA SERIE PRECIOS DE CADA CIUDAD (EN NIVEL Y EN PRIMERA DIFERENCIA)

Variable	Estadístico ADF	VC 5%	Estadístico PP	VC 5%	Estadístico KPSS	VC 5%
LN_BOG	-1.857	-2.879	-2.123	-3.435	1.717	0.463
LN_MED	-2.109	-2.879	-1.582	-2.877	1.739	0.463
LN_CAL	-2.370	-2.879	-2.570	-2.877	3.662	0.463
LN_BAR	-1.903	-2.879	-1.746	-2.877	1.739	0.463
LN_BUC	-1.059	-2.879	-1.005	-2.877	1.743	0.463
LN_MAN	-1.742	-2.879	-2.081	-3.435	1.712	0.463
LN_PAS	-1.707	-3.435	-2.453	-3.435	0.856	0.146
Δ LN_BOG	-7.101	-2.878	-7.387	-2.878	0.028	0.463
Δ LN_MED	-7.416	-2.878	-7.348	-2.878	0.213	0.463
Δ LN_CAL	-6.367	-2.878	-9.306	-2.878	0.032	0.463
Δ LN_BAR	-7.226	-2.878	-7.078	-2.878	0.275	0.463
Δ LN_BUC	-8.408	-2.878	-7.405	-2.878	0.022	0.146
Δ LN_MAN	-6.448	-2.878	-6.889	-2.878	0.028	0.146
Δ LN_PAS	-8.043	-3.435	-7.370	-2.878	0.056	0.146

Fuente: Elaboración propia.

Una vez se ha determinado que cada una de las series de precios de las siete principales ciudades es una serie $I(1)$, es decir, no es estacionaria a lo largo del periodo de tiempo, se procede a establecer si existe relación de largo plazo entre las series no estacionarias, con el fin de evitar obtener relaciones espurias, según lo establecido por Engle y Granger (1987). Para determinar la relación de largo plazo entre los niveles de precios de estas 7 ciudades se emplea la prueba

de cointegración de Johansen (1988, 1991), la cual consta de dos estadísticos, el estadístico Lambda Max y el estadístico Traza. Cabe resaltar que según la prueba de selección de rezagos (p), el mejor modelo VAR es de orden 3, por lo tanto, el modelo VEC es de orden 2.

El resultado de la prueba de Johansen se presenta en el Cuadro 2, y según los estadísticos de prueba Lambda Max y Traza, con un nivel de confianza del 95% se puede afirmar que existe un único vector de cointegración entre el logaritmo de los precios de las 7 principales ciudades, dado que se rechaza la hipótesis nula de que el rango del vector es 0, a favor de la hipótesis alterna que el número de relaciones de largo plazo es 1.

CUADRO 2
PRUEBA DE COINTEGRACIÓN (TRAZA Y LAMBDA-MAX)

H0	Estadístico λ -Traza	Valor Crítico (95%)	P-Valor
$r \leq 0^*$	140.776	125.615	0.004
$r \leq 1$	76.981	95.754	0.471
$r \leq 2$	45.057	69.819	0.829
$r \leq 3$	26.935	47.856	0.857
$r \leq 4$	15.635	29.797	0.738
$r \leq 5$	6.251	15.495	0.666
$r \leq 6$	2.369	3.841	0.124
H0	Estadístico λ -Max	Valor Crítico (95%)	P-Valor
$r \leq 0^*$	63.795	46.231	0.000
$r \leq 1$	31.924	40.078	0.307
$r \leq 2$	18.122	33.877	0.872
$r \leq 3$	11.301	27.584	0.957
$r \leq 4$	9.383	21.132	0.800
$r \leq 5$	3.882	14.265	0.872
$r \leq 6$	2.369	3.841	0.124

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

Fuente: Elaboración propia.

Dado que existe una relación de largo plazo estable entre las variables, según el teorema de representación de Granger (1981), existirá un modelo de corrección de errores (o VEC por sus siglas en inglés), en este caso, con un vector de cointegración.

En este sentido, existe entonces una forma de ajuste entre los índices de precios en el corto plazo a desequilibrios entre las variables en el largo plazo. Adicionalmente, como se mencionó anteriormente, dado que el orden del modelo VAR es 3, el modelo VEC que representa la dinámica de corto y largo plazo es de orden 2. Los resultados de este modelo de corrección de errores se encuentran en el Anexo 1 – Cuadro 6¹.

Según se puede observar en el Anexo 1 – Cuadro 6, con un nivel de confianza del 99%, los índices de precios de 4 de las 7 ciudades responden al mecanismo de ajuste; el IPC de Bogotá, Bucaramanga y Pasto tienen un estadístico de corrección de errores aproximadamente igual a cero estadísticamente, por lo que no tiene una relación en el corto plazo con los índices de precios de las demás ciudades, es decir con todo el sistema. Al presentarse un desequilibrio en el largo plazo, Cali y Medellín son las ciudades que se ajustarán más rápidamente con una velocidad de ajuste del 16,64% y 13,29% respectivamente, seguidas por Barranquilla con un ajuste del 7,91% en un periodo, en este caso un período es un mes. Es importante resaltar que, ante desequilibrios del IPC en el largo plazo, el nivel de precios en las ciudades tiende a subir, dado el signo del coeficiente de ajuste, esto implica que el desequilibrio se corrige desde un valor inferior a cero, mientras que en Pasto el ajuste será negativo pero no significativo. Estos resultados son importantes para desarrollar políticas económicas, ya que permiten determinar correctamente los choques que afectarán el nivel de precios tanto a nivel nacional como en el caso particular de las ciudades bajo estudio.

Como se mencionó anteriormente, para estimar el Modelo de Corrección de Errores (VEC) fue necesario en principio estimar un modelo VAR con el fin de determinar el número de rezagos óptimo (p) de ambos modelos. El modelo VAR óptimo es un modelo VAR(3) (no se reporta para ahorrar espacio) y por tanto el modelo VEC es de orden 2. A continuación se emplea el modelo VAR para evaluar la causalidad de Granger entre los niveles de precios de las 7 principales ciudades.

En el Cuadro 3, se reportan únicamente los casos para los cuales se encuentra una relación de causalidad (con un nivel de confianza del 95% y 99%), esto para facilitar la comprensión del lector. Cuando se habla de causalidad de Granger se hace referencia a que cambios en una variable antecede a cambios en otra variable, y esto determina la causalidad entre estas. Según los resultados, el IPC de Medellín y Pasto causa a lo Granger al de Bogotá, igual que al de Manizales, el IPC de Pasto causa al de Medellín y al de Bogotá, el de Medellín, Barranquilla y Pasto al de Cali; el IPC de Barranquilla es causado por el de Medellín al igual que el de Bucaramanga. Finalmente, el IPC de Pasto es causado por el IPC de Cali. Al parecer Medellín y

1 Cabe anotar que tanto el modelo VAR como el modelo VEC cumplen con los supuestos de autocorrelación y homocedasticidad.

Pasto son ciudades “centro”, ya que los movimientos en el IPC de éstas anteceden los movimientos del IPC de una buena parte de las demás ciudades.

CUADRO 3
PRUEBA DE CAUSALIDAD DE GRANGER

	Bogotá	Medellín	Cali	Barranquilla	Bucaramanga	Manizales	Pasto
Bogotá							
Medellín	8.739**		27.743***	12.836***	10.044**	14.351***	
Cali							20.278***
Barranquilla			10.646**				
Bucaramanga							
Manizales							
Pasto	12.006***	12.712***	30.845***			21.114***	

Nota: la fila es la variable independiente, y la columna es la dependiente. Es decir, la fila causa a la columna.

(**) Se rechaza la hipótesis nula (la fila no causa a lo Granger a la columna) al 95%.

(***) Se rechaza la hipótesis nula (la fila no causa a lo Granger a la columna) al 99%.

Fuente: Elaboración propia.

3.2. Relación de largo Plazo entre los Índices de precios de las 3 principales ciudades

En la subsección anterior se presentó evidencia de la existencia de una relación de largo plazo entre las 7 principales ciudades de Colombia. En esta subsección se presenta evidencia de la existencia de una relación de largo plazo entre los precios de las 3 principales ciudades, como un análisis adicional al objetivo del estudio.

Por un momento, concentremos nuestra atención en las 3 principales ciudades (Bogotá, Cali y Medellín). La razón principal para repetir el estudio teniendo en cuenta estas 3 ciudades, es básicamente que estas son las tres principales ciudades de Colombia, las cuales concentran alrededor del 40% del PIB nacional.

Estos tres índices son series de tiempo integradas de orden 1, $I(1)$, y además presentan una relación de largo plazo, como se observa en el Cuadro 4, la cual contiene los resultados de la Prueba de Cointegración de Johansen para estas 3 ciudades, esto dado que se rechaza la hipótesis nula de que el rango del vector es 0, a favor de la hipótesis alterna que el número de relaciones de largo plazo es 1. Del mismo modo que según el modelo de corrección de errores (Ver Anexo 1, Cuadro 7), todas las variables responden ante desequilibrios de largo plazo, por lo que existe una relación en el corto plazo entre estas variables.

Según los resultados del modelo de corrección de errores, en el Anexo 1 – Cuadro 7, ante desequilibrios inesperados en el largo plazo, es decir choques inesperados o asimétricos, el IPC de las tres ciudades disminuirá en el corto plazo en 6.37% para Bogotá, en 22.80% para Medellín y en 23.85% para Cali, siendo esta última ciudad la que presentará un ajuste más rápido.

CUADRO 4

PRUEBA COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN (LAMBDA MAX Y LAMBDA TRACE) PARA EL LOGARITMO DEL IPC DE BOGOTÁ, CALI Y MEDELLÍN

H₀	Estadístico Traza	Valor Crítico (95%)	P-Valor
$r \leq 0^*$	39.471	29.797	0.003
$r \leq 1$	11.353	15.495	0.191
$r \leq 2$	2.860	3.841	0.091

H₀	Estadístico I-Max	Valor Crítico (95%)	P-Valor
$r \leq 0^*$	28.118	21.132	0.004
$r \leq 1$	8.493	14.265	0.331
$r \leq 2$	2.860	3.841	0.091

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

Fuente: Elaboración propia.

En cuanto a la causalidad a lo Granger entre el nivel de precios de las tres principales ciudades, se encuentra causalidad bi-direccional entre Bogotá y Medellín. Es decir, se presenta un efecto de retroalimentación (*feedback*) entre Bogotá y Medellín. Para el caso de Cali, según los resultados, los precios de Cali no causan en el sentido de Granger a los precios de Medellín ni de Bogotá, en el Cuadro 5 se presentan estos resultados.

CUADRO 5
**RESULTADOS PRUEBA DE CAUSALIDAD DE GRANGER PARA BOGOTÁ –
 CALI – MEDELLÍN**

	Bogotá	Medellín	Cali
Bogotá		17.776***	27.502***
Medellín	19.424***		43.899***
Cali			

Nota: la fila es la variable independiente, y la columna es la dependiente. Es decir, la fila causa a la columna

(***) Se rechaza la hipótesis nula (la fila no causa a lo Granger a la columna) al 99%

Fuente: Elaboración propia.

4. COMENTARIOS FINALES

La Ley del Único Precio (LUP), ampliamente estudiada, implica que, bajo la existencia de mercados eficientes, los bienes tendrán el mismo valor (después de descontar los costos de transacción) en dos lugares diferentes. Más aún, la LUP implica que los precios de los bienes serán los mismos o tenderán a converger en el largo plazo. En este orden de ideas, este documento determina estadísticamente si se cumple la Paridad del Poder Adquisitivo entre las siete principales ciudades de Colombia (Bogotá, Medellín, Cali, Bucaramanga, Manizales, Barraquilla y Pasto) para el periodo comprendido entre enero de 2000 y diciembre de 2014, estableciendo la relación entre el nivel de precios de estas ciudades. Las pruebas de raíces unitarias ADF, Phillips y Perron, KPSS y Breitung muestran que las series de los precios no son estacionarios (o estacionarias alrededor de una tendencia), lo que implica que debe existir una relación de equilibrio de largo plazo para que exista convergencia en los niveles de precios de las principales ciudades.

La evidencia presentada indica que se cumple la PPA entre las siete principales ciudades de Colombia, y también para las 3 principales ciudades. La existencia de una relación de largo plazo entre las series de precios no estacionarias, es decir, $I(1)$, implica que los precios convergen a un nivel estable en el largo plazo, y que no son susceptibles a alejarse de su tendencia permanentemente ante choques externos, de tal forma que no hay posibilidades de arbitraje.

Para determinar la convergencia en niveles de precios, es necesario saber cómo se relacionan los niveles de precios de las diferentes ciudades; la prueba de cointegración de Johansen, permite determinar que existe relación de largo

plazo entre el IPC de las 7 ciudades estudiadas, y relaciones de corto plazo entre algunas de ellas, lo cual fue demostrado por el Modelo de corrección de errores. Este modelo determinó que, ante choques externos como cambios en la tecnología, en la productividad, en los costos en los insumos, o en el nivel de ingresos de los consumidores o sus expectativas, el IPC de Manizales, Cali, Bogotá, Medellín, Barraquilla y Bucaramanga, tiende a disminuir, mientras que el de Pasto tiende a aumentar. Por lo tanto, se podría pensar en comprar en algunas de las anteriores ciudades y vender en Pasto para obtener un beneficio extraeconómico.

Si se consideran solamente Cali, Medellín y Bogotá, se observa que estas tienen el mismo sentido en el ajuste, es decir ante choques externos disminuyen los niveles de precios, pero lo hacen a diferentes velocidades, siendo la más rápida Medellín, seguida por Cali y Bogotá, por lo que puede existir alguna posibilidad de arbitraje, claro está sin tener en cuenta los costos de transporte y otros factores que afectan el intercambio de mercancías.

Adicionalmente las pruebas de causalidad de Granger han permitido concluir que Medellín puede ser entendida como una ciudad “centro” ya que los movimientos en su IPC anteceden los movimientos en el IPC de un buen número de las 7 ciudades estudiadas; posiblemente esto se debe a su importancia como centro productor, distribuidor y comercializador de los bienes que se encuentran en la canasta básica de los colombianos.

Los resultados obtenidos en este estudio son importantes para desarrollar políticas económicas, ya que permiten determinar correctamente los choques que afectaran el nivel de precios tanto a nivel nacional como en el caso particular de las ciudades principales e intermedias bajo estudio.

Una de las numerosas extensiones de este estudio radica en validar los resultados a la luz de las pruebas de raíces unitarias con cambio estructural, ya que los resultados pueden ser más robustos incluyendo la existencia de cambios estructurales tanto en las pruebas de raíces unitarias de las series de precios, como en la prueba de cointegración.

Otra forma de extender el análisis aquí presentado, va en la vía de realizar un análisis tipo Barrios, Flores y Martínez (2017), quienes examinan la convergencia total o por clubes entre las regiones españolas, analizada a través de la renta per cápita, la productividad del trabajo y el empleo per cápita, utilizando la metodología de Phillips y Sul (2007).

BIBLIOGRAFÍA

- AKDI, Y., BERUMENT, H., y CILASUN, S. M. (2006): The relationship between different price indices: Evidence from Turkey. *Physica A*(369), 483 – 492.
- ALONSO C., J. C., y Montoya, V. (2006): Integración espacial del mercado de la papa en el Valle del Cauca. *Borradores de Economía y Finanzas*(8).
- ALONSO, J. y GALLEGU, A. (2010): "Integración de los precios en los canales minorista y mayorista arroz, papa y frijón en la ciudad de Cali". *Economía, Gestión y Desarrollo*, Universidad Javeriana -Sede Cali, No. 10, pp. 79 – 96.
- ALONSO, J. y GALLEGU, A. (2011): "Integración espacial del mercado de la carne en las tres principales ciudades de Colombia: Evidencia de las series de precios". *Revista Economía & Región*, Universidad Tecnológica de Bolívar.
- APERGIS, N. (2003): "Testing Purchasing Power Parity: results from a new foreign exchange market". *Applied Economics Letters*, 2003, 10, 91–95
- AVILÉS, A., GÁMEZ, C. Y TORRES, J. (1997): "La Convergencia Real De Andalucía: Un Análisis De Cointegración Del Mercado De Trabajo", *Revista De Estudios Regionales* 47, PP 15-36.
- BARÓN J (2004): "La inflación en las ciudades de Colombia: una evaluación de la paridad de poder adquisitivo". In: Meisel A (ed) *Macroeconomía y regiones en Colombia*. Banco de la República, Colombia, pp. 58 – 108.
- BARRIOS, M., FLOREZ, E. Y MARTÍNEZ, M. (2017): " Patrones de convergencia en las regiones españolas: Una aplicación de la metodología de Phillips-Sul", *Revista De Estudios Regionales* N° 109 pp. 165-190.
- BREITUNG, J. (2002): "Nonparametric Tests for Unit Roots and Cointegration". *Journal of Econometrics.*, 108(2), 343-363.
- CAMPO, J. y CUBILLOS, S. (2012): "Convergencia de precios en Colombia: Integración de mercados a través del índice de precios al consumidor". *Finanzas y Política Económica*, Vol. 4, No. 2, pp. 103 - 112.
- CECCHETTI, S. G. MARK, N. C., y SONORA, R. J. (2000): "Price Level Convergence among United States Cities: Lessons for the European Central Bank". *NBER WORKING PAPER SERIES* (7681), 28.
- CHAUDHURI, K. y SHEEN, J. (2004): "Purchasing Power Parity Across States and Goods Within Australia". *Economic Record*, 80 (250).
- CORBAE, D. y QULIARIS, S. (1988): "Cointegration and tests of Purchasing Power Parity", *Review of Economics and Statistics*, 70, 508–12.
- DAS, S. y BHATTACHARYA, K. (2007): "Price convergence across regions in India". *Empirical Economics*, 32(1).
- DICHEY, D. y FULLER, W. (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, pag. 427 – 431.
- DICKEY, D.A y FULLER, W. (1981): "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a Unit Root", *Econometrica*, 49, pp. 1057 – 1072.
- FAN, C. S. y WEI, X. (2006): "The Law of One Price: Evidence from the Transitional Economy of China". *The Review of Economics and Statistics*, 88(4), págs.682-697.
- GIOVANNETTI, G. (2013): "A survey of recent empirical tests of the purchasing power parity hypothesis". *PSL Quarterly Review* 45.180.
- GÓMES, C. (2006): "Convergencia Regional En Colombia: Un enfoque en los Agregados Monetarios y en el Sector Exportador". *Ensayos Sobre Economía Regional*, No. 45.
- IREGUI, A. y OTERO, J. (2011): "Testing the law of one price in food markets: evidence for Colombia using disaggregated data". *Empirical Economics*, Vol. 40, pp. 269 – 284.
- JOHANSEN, S. (1988): "Statistical analysis of cointegration vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*, Elsevier, Vol. 12(2-3), pp. 231-254.
- JOHANSEN, S. (1991): "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models". *Econometrica*, Econometric Society, Vol. 59(6), pp. 1551- 80, November.
- JOHANSEN, S. y JUSELIUS, K. (1990): "Hypothesis testing for cointegration vectors for Gaussian vector autoregressive processes with constant and seasonal dummies", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, págs. 169-210

- KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P. C. B., SCHMIDT, P. y SHIN, Y. (1992): "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?", *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159-178.
- RODRIGUEZ, M. (1999): "Crecimiento y convergencia económica regional en España, en el largo plazo ", *Revista De Estudios Regionales* N° 54 (1999), PP. 47-65
- MATHÄ, T. Y. (2006): "The Euro and Regional Price Differences of Individual Products in an Integrated Cross-Border Area". *Journal of Common Market Studies*, 44(3), 563.
- MONGE, Z. A. y WINKELRIED, Q. D. (2009): "PPC y convergencia de precios: Un análisis para las ciudades del Perú". *Ensayos Sobre Política Económica (Bogotá)*, 27, 58, 56-104.
- MORSHED, A. M., AHN, S. K., & LEE, M. (2006): "Price convergence among Indian cities: a cointegration approach". *Journal of Asian Economics*, 17(6), 1030-1043.
- PAPELL, D. H. (2006). "The Panel Purchasing Power Parity Puzzle". *Journal of Money, Credit, and Banking*, 38(2), 447 – 467.
- PHILLIPS, P. C. B. y PERRON, P. (1988): "Testing for a unit root in time series regression". *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- RAMÍREZ M. T. (1999): "On infrastructure and economic growth". *Ph.D. Thesis*, University of Illinois at Urbana-Champaign.
- ROMERO, J. (2007): "Inflación Y Costo De Vida En Las Principales Ciudades Colombianas". *Centro de Estudios Económicos Regionales - Cartagena*, No. 99.
- SONORA, R. J. (2005): "City CPI Convergence in Mexico". *Review of Development Economics*, 3(2), 359 – 367.

ANEXOS

ANEXO 1. MODELO DE CORRECCIÓN DE ERRORES ESTIMADOS

CUADRO 6
**MODELO DE CORRECCIÓN DE ERRORES PARA EL SISTEMA
 CONFORMADO POR LAS 7 CIUDADES.**

Modelo CE:	D(LBOG)	D(LMED)	D(LCAL)	D(LBARR)	D(LBUC)	D(LMAN)	D(LPAS)
Coefficientes de Ajuste	0.013387 [0.51439]	0.132902 [4.20830]	0.16646 [5.64487]	0.079127 [3.02650]	0.052077 [1.69706]	0.058128 [2.60185]	-0.040695 [-1.05376]
D(LBOG(-1))	-0.054917 [-0.52813]	0.138324 [1.09617]	-0.031304 [-0.26567]	0.047475 [0.45444]	-0.093849 [-0.76540]	0.118597 [1.32854]	0.012518 [0.08113]
D(LBOG(-2))	-0.336353 [-3.30105]	-0.076621 [-0.61966]	-0.106134 [-0.91925]	-0.181918 [-1.77714]	-0.271156 [-2.25688]	-0.145359 [-1.66176]	-0.130425 [-0.86258]
D(LMED(-1))	0.220925 [2.74220]	0.264015 [2.70045]	0.494725 [5.41927]	0.296892 [3.66814]	0.301202 [3.17064]	0.241945 [3.49821]	0.210533 [1.76099]
D(LMED(-2))	0.115703 [1.37706]	0.229823 [2.25402]	0.295457 [3.10332]	0.119511 [1.41583]	0.227951 [2.30084]	0.18165 [2.51836]	0.151126 [1.21208]
D(LCAL(-1))	0.020159 [0.25182]	0.017743 [0.18265]	0.009872 [0.10883]	0.069705 [0.86671]	-0.075457 [-0.79937]	-0.041113 [-0.59823]	-0.390903 [-3.29056]
D(LCAL(-2))	0.082813 [1.02351]	0.232852 [2.37151]	-0.196786 [-2.14639]	0.129557 [1.59384]	0.133246 [1.39663]	0.073029 [1.05138]	0.121365 [1.01080]
D(LBARR(-1))	0.044974 [0.44186]	0.098923 [0.80089]	-0.041902 [-0.36332]	0.095576 [0.93468]	-0.033119 [-0.27595]	0.140431 [1.60717]	0.060266 [0.39900]
D(LBARR(-2))	0.142973 [1.44228]	0.010356 [0.08609]	0.152051 [1.35366]	-0.091479 [-0.91856]	0.058823 [0.50324]	0.007617 [0.08951]	0.04875 [0.33140]
D(LBUC(-1))	0.10665 [1.27493]	-0.00343 [-0.03379]	-0.041747 [-0.44043]	0.034413 [0.40949]	0.073446 [0.74460]	-0.002044 [-0.02846]	0.080939 [0.65203]
D(LBUC(-2))	-0.115231 [-1.38390]	-0.116032 [-1.14832]	-0.104352 [-1.10600]	0.072559 [0.86739]	-0.224784 [-2.28945]	-0.067567 [-0.94523]	-0.276852 [-2.24059]
D(LMAN(-1))	0.140807 [1.21132]	-0.235315 [-1.66815]	-0.082827 [-0.62882]	0.053494 [0.45807]	0.137552 [1.00354]	0.000262 [0.00263]	0.198489 [1.15067]
D(LMAN(-2))	-0.025673 [-0.23017]	-0.161461 [-1.19283]	-0.025072 [-0.19837]	0.016596 [0.14810]	-0.061338 [-0.46636]	-0.112237 [-1.17210]	-0.107553 [-0.64977]
D(LPAS(-1))	0.204371 [3.24830]	0.133638 [1.75033]	0.178051 [2.49748]	0.057166 [0.90441]	0.118396 [1.59590]	0.187772 [3.47649]	0.4523 [4.84444]
D(LPAS(-2))	0.009217 [0.13950]	-0.176806 [-2.20512]	-0.023513 [-0.31406]	-0.059544 [-0.89704]	0.077719 [0.99757]	-0.012947 [-0.22826]	0.115767 [1.18072]
C	0.001683 [2.54356]	0.004204 [5.23591]	0.002631 [3.50874]	0.002865 [4.31018]	0.003796 [4.86498]	0.001666 [2.93357]	0.002859 [2.91160]

Notas: Estadísticos t entre corchetes []

Este modelo incluye 11 variables dummy estacionales.

Fuente: Elaboración propia con base en las estimaciones.

CUADRO 7
**MODELO DE CORRECCIÓN DE ERRORES PARA EL SISTEMA
 CONFORMADO POR LAS 3 PRINCIPALES CIUDADES.**

Modelo CE:	D(LBOG)	D(LMED)	D(LCAL)
Coefficientes de Ajuste	0.063707	0.228083	0.238508
	[1.58948]	[4.86205]	[5.05957]
D(LBOG(-1))	0.119676	0.103008	0.028639
	[1.27737]	[0.93937]	[0.25990]
D(LBOG(-2))	-0.272446	-0.267572	-0.042139
	[-3.11567]	[-2.61440]	[-0.40973]
D(LMED(-1))	0.300887	0.278698	0.470375
	[3.82846]	[3.02979]	[5.08870]
D(LMED(-2))	0.166175	0.187351	0.250966
	[2.02748]	[1.95301]	[2.60345]
D(LCAL(-1))	0.12747	-0.067517	-0.013219
	[1.65890]	[-0.75073]	[-0.14627]
D(LCAL(-2))	0.011807	0.016989	-0.349981
	[0.15539]	[0.19104]	[-3.91627]

Notas: Estadísticos t entre corchetes [].

Este modelo incluye 11 variables dummy estacionales

Fuente: Elaboración propia con base en las estimaciones.

