

ecos de
Economía

A Latin American Journal of Applied Economics

ISSN 1657-4206
e-ISSN 2462-8107

Vol. 19 - No. 40
Enero - Junio de 2015
PP. 1-109
Medellín-Colombia

ecos de Economía

A Latin American Journal of Applied Economics

Ecos de Economía:

A Latin American Journal of Applied Economics

Frequency: 2 issues/year

ISSN: 1657 - 4206

e-ISSN: 2462-8107

Focus and Scope

Ecos de Economía is an international journal of applied economics, with a particular interest in the quantitative analysis of economic, financial, and public policy issues and/or themes related to Latin America. Articles that include and analyze national data are particularly welcome, since these data are often unavailable to international researchers outside the region. The journal is not interested in manuscripts that are solely conceptual in nature.

Abstracting & Indexing Services

The Journal is found indexed and reported in: Pubindex "A2" | Latindex | Scielo Citation Index - WoS | Scielo_Colombia | EconLit | Economía y Negocios- EBSCOhost | Fuente Académica Premier – EBSCOhost | Business Source Corporate Plus - EBSCOhost | ABI/INFORM Complete – Proquest | ABI/INFORM Global – Proquest | DoTEc | RePEc | Ideas | EconPapers | E-revist@s | Index Copernicus International | Dialnet | PKP – OJS | Informe Académico – Gale | Actualidad Iberoamericana | Clase - UNAM | DOAJ | DRJI | Google Scholar | JournalTOCs | ResearchBib | ProQuest Social Science Database | Business Insights: Global | Redalyc | ECONIS | LatAm-Studies

Editor-in-Chief

Theodore R. Breton, Universidad EAFIT, Colombia

Managing Editor

Oscar William Caicedo, Universidad EAFIT, Colombia

Board of Editors

Juan C. Duque, Universidad EAFIT, Colombia

Luis H. Gutierrez, Universidad del Rosario, Colombia

Gustavo Canavire Bacarreza, Universidad EAFIT, Colombia

Jorge Martinez-Vazquez, Georgia State University, United States

Félix Rioja, Georgia State University, United States

Associate Editors

Alejandro Micco Aguayo, Universidad de Chile, Chile

Claudio Bravo-Ortega, Universidad de Chile, Chile

Hugo Ñopo, Banco Interamericano de Desarrollo, Colombia

Jorge N. Valero-Gil, Universidad Autónoma Nuevo León, Mexico

Jorge Guillén Uyen, Universidad ESAN, Perú

Carlos Medina, Banco de la República, Colombia

Alexander Tobón, Universidad de Antioquia, Colombia

Javier Pantoja-Robayo, Universidad EAFIT, Colombia

Diego Alonso Agudelo Rueda, Universidad EAFIT, Colombia

Mauricio Andrés Ramirez Gómez, Universidad EAFIT, Colombia, Colombia

Contact Editorial Office:

Ecos de Economía: A Latin American Journal of Applied Economics

Universidad EAFIT, School of Economics and Finance

Cra. 49 7sur 50 Oficina 26-206, Medellín

Phone: (57) (4) 261 95 00 ext. 9465 • Fax: (57) (4) 261 9294

A.A. 3300 - ecoseco@eafit.edu.co



Contents

La Paradoja de Feldstein-Horioka – Evidencia para Colombia durante 1925-2011 The Feldstein-Horioka Paradox – Evidence for Colombia during 1925-2011 <i>Óscar Penagos Gómez, Héctor Rojas Serrano, Jacobo Campo Robledo</i>	4
Relaciones Regionales en los Precios de Vivienda Nueva en Colombia Regional Relationships in New Housing Prices in Colombia <i>Hernán Enríquez Sierra, Jacobo Campo Robledo, Antonio Avendaño Arosemena</i>	25
Efectos de las Decisiones de Política del Banco Central sobre los Retornos de la Bolsa de Valores en Chile The Effect of Central Bank Policy Decisions on Stock Market Returns in Chile <i>Andrés A. Acuña, Cristián F. Pinto</i>	48
Efecto de un Estadio Deportivo en el Alquiler de Vivienda: Una Aplicación de una Regresión Geográficamente Ponderada The Effect of a Sports Stadium on Housing Rents: An Application of Geographically Weighted Regression <i>Jorge Enrique Agudelo Torres, Gabriel Alberto Agudelo Torres, Luis Ceferino Franco Arbeláez, Luis Eduardo Franco Ceballos</i>	66
La Lucha por el Control Territorial en Colombia: Un Análisis de la Dinámica del Conflicto Armado The Struggle for Territorial Control in Colombia: An Analysis of the Dynamics of the Armed Conflict <i>Juan Fernando Henao Duque, Jorge Eliécer Montoya Gallo, Felipe Alberto Velásquez Orozco</i>	81
Instructions for Authors	106

LA PARADOJA DE FELDSTEIN-
HORIOKA – EVIDENCIA PARA
COLOMBIA DURANTE 1925-2011

The Feldstein-Horioka
Paradox – Evidence for
Colombia during 1925-2011

Óscar Penagos Gómez, Héctor Rojas
Serrano, Jacobo Campo Robledo

Research Article

LA PARADOJA DE FELDSTEIN-HORIOKA – EVIDENCIA PARA COLOMBIA DURANTE 1925-2011*

The Feldstein-Horioka Paradox – Evidence for Colombia during 1925-2011

Óscar Penagos Gómez**, Héctor Rojas Serrano***, Jacobo Campo Robledo****

Palabras clave: Paradoja

Feldstein- Horioka, cointegración, modelo de corrección de errores, movilidad imperfecta de capital, Colombia.

Keywords: Feldstein-Horioka

puzzle, cointegration, error correction model, imperfect capital mobility, Colombia.

JEL Code: C12; C22; F21; F41.

Received: 15/01/2015

Accepted: 22/06/2015

Published: 30/06/2015

Resumen

Este artículo examina la relación entre la inversión nacional y el ahorro en Colombia durante el periodo 1925-2011. De manera consistente con [Cárdenas y Escobar](#) (1998), se utiliza un Modelo de Corrección de Errores para examinar los efectos de corto y largo plazo. Los resultados evidencian que la inversión y el ahorro están co-integradas durante el periodo de estudio. Los resultados para el vector de cointegración, incluyendo quiebres estructurales y sin incluirlos, indican que la movilidad del capital era baja, lo cual es consistente con la paradoja de [Feldstein y Horioka](#) (1980). Los resultados implican que aumentos en las tasas domésticas de ahorro reducen la movilidad del capital financiero en Colombia.

Abstract

This paper examines the relationship between national investment and saving in Colombia during the period 1925-2011. Consistent with [Cardenas and Escobar](#) (1998), an Error Correction Model is used to examine short and long run effects. The results provide evidence that investment and saving are co-integrated during the study period. The results for the co-integration vector, with and without structural breaks, indicate that capital mobility was low, which is consistent with the [Feldstein - Horioka](#) [1980] paradox. The results imply that increases in domestic saving rates reduce the mobility of financial capital in Colombia.

* Los autores agradecen los comentarios del profesor William Prieto y de los asistentes al seminario interno de la Facultad de Economía de la Universidad Católica de Colombia. Adicionalmente, al evaluador anónimo y al editor de la revista ECOS de Economía por sus valiosos comentarios que sirvieron para mejorar la calidad del documento.

** Universidad Católica de Colombia.
E-mail: pe.penagos10@uniandes.edu.co

*** Universidad Católica de Colombia.
E-mail: hls2088@outlook.com

**** Universidad Católica de Colombia.
E-mail: jacampo@ucatolica.edu.co;
jacobo.campo@gmail.com

1. Introducción

La teoría macroeconómica sugiere que el ahorro y la inversión en las economías abiertas pueden moverse independientemente (libremente), lo cual significa que un aumento en el ahorro doméstico no genera necesariamente un incremento en la inversión interna, debido a que el ahorro doméstico puede invertirse también en el extranjero. Por otro lado, si existe un aumento de la inversión interna no implica necesariamente un aumento del ahorro doméstico, en todo caso la inversión interna puede financiarse con capital extranjero ([Barro, Grilli & Febrero, 1997](#)).

Autores nacionales y extranjeros han expuesto diferentes tesis para analizar la relación entre la inversión y el ahorro, y cómo esta puede explicar la movilidad de capital en una economía abierta. La estimación de modelos econométricos y la evidencia empírica son contrastadas con la teoría económica, validando o confrontando los resultados. Sin embargo, los resultados empíricos no siempre han sido concluyentes para los diversos países en los cuales se ha intentado determinar la relación inversión-ahorro, y básicamente esto se atribuye a las metodologías empleadas para su contraste.

Los argumentos dados por [Feldstein y Horioka](#) (1980), quienes dieron origen a la *paradoja*, plantean que si existe movilidad perfecta de capital en los mercados se debería observar una baja correlación entre la inversión interna y el ahorro interno. Según la teoría económica, al no existir regulación en los mercados financieros extranjeros el ahorro interno de una economía podría ser llevado a países donde las oportunidades de inversión sean más beneficiosas. De esta forma, en una economía no existe movilidad perfecta de capital cuando la inversión interna es financiada principalmente con ahorro interno, sin embargo, las economías emergentes y abiertas se caracterizan por tener perfecta movilidad de capital.

La motivación más importante a los efectos de llevar a cabo nuevas estimaciones para el caso colombiano sobre la *paradoja* Feldstein y Horioka (FH) y el análisis de la relación que existe entre el ahorro y la inversión en una economía en el largo plazo, es que se cuenta con una serie de tiempo lo suficientemente extensa. En este orden de ideas, el propósito general de este documento es revisar las diversas tesis que sobre el tema se han escrito, plasmando y contrastando los resultados para Colombia con la teoría económica, con la finalidad de analizar la relación que existe entre el ahorro y la inversión en el largo plazo, en el período anual entre 1925 y 2011. La contribución de este trabajo radica básicamente en un aporte a la literatura empírica con nueva evidencia a través de un modelo vectorial de corrección de errores (VECM), que permita determinar la existencia de relación de equilibrio en el largo plazo entre estas variables, y así explicar la movilidad de capitales en Colombia a la luz de la *paradoja* Feldstein-Horioka.

Para el caso colombiano, el trabajo de [Cárdenas y Escobar](#) (1998) es por sí solo una de las contribuciones empíricas más importantes en este tópico. Por lo tanto, una contribución adicional de este trabajo radica en llevar a cabo una actualización del trabajo de [Cárdenas y Escobar](#) (1998), incluyendo otros métodos econométricos para el análisis de series de tiempo más robustos y novedosos que no se han aplicado para estudiar la paradoja de Feldstein-Horioka y sirvan como aporte metodológico para ampliar los resultados y promover nuevos avances sobre el tema.

Este documento está organizado como sigue: en la segunda sección se presentan los antecedentes y marco teórico sobre la relación inversión-ahorro en una economía; la tercera expone el modelo teórico econométrico que se emplea de base para el contraste empírico; en la cuarta se presentan los

datos y la metodología para el análisis empírico; la quinta muestra las estimaciones y los resultados del estudio, y por último, en la sexta sección se presentan las conclusiones.

2. Relación entre inversión y ahorro: antecedentes

El análisis de la relación que existe entre el ahorro y la inversión en una economía abierta ha sido debatido y presentado por varios autores en diversos trabajos, de los cuales, a continuación se presentan los más relevantes. En la mayoría de casos estos trabajos empíricos utilizan técnicas econométricas para confrontar los resultados con proposiciones teóricas. El trabajo pionero es el de [Feldstein y Horioka](#) (1980), quienes emplearon series de tiempo de veintiún países pertenecientes a la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OECD, por su sigla en inglés) durante el periodo 1960-1974, con el fin de establecer la relación existente entre el ahorro y la inversión. Estos autores encuentran que, en el largo plazo, el ahorro doméstico y la inversión están correlacionados de forma positiva, y concluyen que dicho resultado indica que la movilidad internacional de capital en estos países es baja, lo cual deduce que el ahorro doméstico es determinante de la tasa de inversión en una economía.

En torno a estos resultados surgen tesis y estimaciones que han confrontado y argumentado la *paradoja* de [Feldstein y Horioka](#) y que han sido de gran ayuda para evaluar distintos escenarios. En nuestro caso específico, son el marco teórico para determinar la relación de la inversión y ahorro en Colombia durante el periodo 1925-2011.

Entre los antecedentes para Colombia, [Cárdenas y Escobar](#) (1998) examinan los determinantes del ahorro en Colombia utilizando un modelo intertemporal, en el cual la hipótesis es que el ingreso es permanente y el ahorro nacional responde a los cambios temporales en la producción; es decir, a mayor gasto del Gobierno, menor ahorro nacional, refutando así la existencia de la equivalencia ricardiana. Estiman un modelo de vectores autorregresivos (VAR) para series de tiempo, entre 1925-1994 en Colombia e incluyen algunas variables explicativas como la volatilidad de la inflación, la tasa de urbanización, la dependencia por edad y el arancel promedio, las cuales utilizan con el fin de determinar las implicaciones de la hipótesis del ciclo de vida, además de medir el grado de apertura de la economía, respectivamente. Sus resultados muestran que los cambios en el ahorro nacional y en la inversión están perfectamente correlacionados, apoyando la *paradoja* de [Feldstein y Horioka](#); además, que el crecimiento causa el ahorro, en el sentido de [Granger](#), y determinan que para la muestra seleccionada el ahorro externo y público tiene efecto negativo sobre el ahorro privado. Por otra parte, sus resultados también indican que el aumento de la urbanización y dependencia por edad han tenido efecto negativo sobre el ahorro privado en Colombia y que gran parte de la reducción del ahorro privado se explica por el efecto del aumento en los impuestos.

En el contexto internacional, [Reinhart y Talvi](#) (1998) analizan la relación del ahorro nacional y los flujos de capital en América Latina y Asia, observando que el ahorro nacional y extranjero se relacionan positivamente en Asia, pero, negativamente en América Latina. Los autores aseguran que para la no existencia de diferencias entre las regiones se hace necesario tener en cuenta la tendencia y los componentes cíclicos del ahorro interno y los flujos de capital. Las principales diferencias se ven reflejadas en el comportamiento a largo plazo de las tasas de ahorro, que a su vez se ven impulsadas por tendencias en factores demográficos y el PIB per cápita. Consideran el modelo monetario de [Calvo y Végh](#) (1993) para ilustrar el impacto de choques externos en el consumo, el ahorro, la cuenta

corriente y la cuenta de capital. Concluyen que las tasas de ahorro en América Latina se vieron reducidas en la década de los noventa por causas seculares y no cíclicas, y que tiene que ver en gran medida con los errores de política económica de esta región; [Cárdenas y Escobar](#) (1998) identificaron principalmente en el aumento de los impuestos una de las principales causas de la disminución de las tasas de ahorro en Colombia.

Por su parte, [De Vita y Abbott](#) (2002) emplean modelos dinámicos de rezagos autorregresivos (ARDL) para analizar la *paradoja* de Feldstein-Horioka. A través de la prueba de cointegración de [Engle y Granger](#) aplicada para datos de Estados Unidos en el periodo 1946-1987, encuentran que, de acuerdo a la restricción presupuestaria intertemporal, el ahorro y la inversión en EE. UU. están cointegradas a lo largo de la muestra considerada. Sin embargo, muestran que la relación del ahorro y la inversión se debilita en 1971, sugiriendo que el enfoque de Feldstein-Horioka proporciona información parcial sobre la movilidad de capital. Concluyen que el análisis de series de tiempo para EE. UU. permite dar mayor validez a los resultados obtenidos con el planteamiento de Feldstein-Horioka, demostrando que la relación entre ahorro e inversión puede explicar en gran medida la movilidad de capital de una economía.

[Pelagidis y Mastrogiannis](#) (2003) examinan la correlación entre el ahorro y la inversión en términos de un modelo de corrección de errores para obtener información sobre el grado de movilidad de capitales en Grecia, utilizando datos anuales durante el período 1960-1997. Sus resultados muestran que existe una relación de equilibrio significativa y positiva a largo plazo. Por su parte, [Narayan](#) (2005) revisa el postulado de Feldstein-Horioka para Japón en el periodo comprendido entre 1960 y 1999, utiliza un modelo autorregresivo, aplica pruebas de raíces unitarias con quiebre estructural como el test de [Andrews](#) y Zivot (1992) y el de [Lumsdaine y Papell](#) (1997), prueba la existencia de cointegración entre el ahorro y la inversión y deriva las elasticidades de largo plazo. Asimismo, emplea un modelo ARDL para estimar la elasticidad a largo plazo entre el ahorro y la inversión. Sus resultados sugieren que la inversión causa el ahorro y viceversa; además, los choques sobre el ahorro y la inversión tienen un efecto permanente en la economía.

La *paradoja* de Feldstein-Horioka es validada con los argumentos y estimaciones realizadas por los autores nombrados. Sin embargo, otras postulaciones y literatura sobre el tema muestran su desacuerdo con este postulado.

Los resultados de [Sachsida y Caetano](#) (2000) presentan evidencia de que el planteamiento de Feldstein-Horioka no refleja la movilidad de capital frente a la economía mundial, solo explica la variabilidad entre el ahorro externo y el interno. Proponen una explicación general de la *paradoja* de Feldstein-Horioka, con base en una ecuación de sustitución de ahorro interno y externo, y concluyen que desde esta perspectiva el coeficiente FH no puede interpretarse como la movilidad de capital. En su lugar, se trata de una relación de sustitución entre el ahorro externo y doméstico. Además, esta interpretación de la regresión tipo FH muestra la incapacidad de utilizar este coeficiente para inferir la situación de la solvencia de la cuenta corriente.

Por otra parte, [Levy](#) (2000) construye series de tiempo anuales de la inversión doméstica bruta y el ahorro nacional en Estados Unidos para el periodo 1897-1928. Realiza una serie de comparaciones cuantitativas y cualitativas; también, hace combinaciones con las series de tiempo construidas y con cuatro alternativas para el periodo 1929-1989. Los resultados del estudio proporcionan una relación bivariada a largo plazo entre las series del ahorro y la inversión. A corto plazo los resultados indican

una fuerte relación cíclica entre el ahorro y la inversión. No obstante, la relación es fuerte a corto plazo en la posguerra, mientras que en el periodo de antes de la guerra no es fuerte. Con respecto al planteamiento de Feldstein-Horioka, asegura que el análisis basado en la correlación entre el ahorro y la inversión no ofrece una medida exacta de la movilidad de capital.

Ozmen y Parmaksiz (2003) investigan la relación ahorro-inversión cuando existe una ruptura estructural endógena que corresponde a un importante cambio en el régimen político. Usan series de tiempo anuales para el Reino Unido en el periodo 1948-1998, mostrando que la relación de largo plazo entre inversión y ahorro desaparece después de un cambio estructural endógeno, que coincide con la abolición del control de cambios en 1979. Deducen que el ahorro y la inversión están integrados de orden uno ($I(1)$), y por lo tanto sugieren que la paradoja de [Feldstein y Horioka](#) (1980) no puede permanecer como un argumento cuando los cambios de régimen en la política financiera internacional y nacional están presentes. Se debe tener en cuenta la formulación de políticas económicas para analizar la relación ahorro-inversión de una economía, impulsada bajo la movilidad de capitales.

[Alcalá, Gómez y Ventosa-Santaulària](#) (2011) analizan la relación ahorro-inversión para el caso de México, mediante una metodología de cointegración con cambios estructurales. Los resultados indican que durante la época de crisis internacional de deuda en México era muy estrecha, es decir, no existía movilidad de capital, pero luego de 1983 la relación ahorro-inversión no es estrecha, presentando así una evidencia contraria a la paradoja.

A su vez, [Guzel y Ozdemir](#) (2011) ponen a prueba la *paradoja* de Feldstein-Horioka para Japón y Estados Unidos. Aplican la prueba de raíces unitarias de [Lumsdaine y Papell](#) (1997) con cambios estructurales, además de tres tests de cointegración a la ecuación de inversión-ahorro para determinar la relación a largo plazo de Feldstein-Horioka. Utilizan datos anuales del Banco Mundial para Japón y Estados Unidos, examinando la formación bruta de capital y el ahorro interno bruto como porcentaje del producto interno bruto (PIB); datos de Estados Unidos del periodo 1960-2002 y los de Japón del periodo 1960-2003. Encuentran cambios estructurales en la series de inversión entre 1974-1987 y en las series de ahorro entre 1965-1987 en Japón, y cambios estructurales en la series de inversión entre 1976-1996 y en las series de ahorro entre 1984-1985 en Estados Unidos. Sus resultados sugieren que al no considerar cambios estructurales en la muestra las pruebas de cointegración validan la *paradoja* de Feldstein-Horioka y que esto implica una relación espuria.

[Chu](#) (2012) muestra cómo la *paradoja* de [Feldstein y Horioka](#) se asemeja a una relación espuria debido a la existencia de un deflactor común. Emplea datos de Cuenta Nacionales de la OECD en la construcción de variables del modelo. Los resultados indican que la pendiente del β , y el R cuadrado de la regresión están sobrestimados. Como las tasas de ahorro e inversión son relativamente reducidas a las perturbaciones, tanto β como R cuadrado son en su mayoría determinados por disturbios, y tienden hacia la unidad cuando los disturbios se encuentran cerca en magnitud. Asegura entonces que los resultados de Feldstein-Horioka son ruidosos, aunque no del todo falsos, pero, no reflejan necesariamente una fuerte correlación entre el ahorro y la inversión.

3. Modelo econométrico

La literatura estudiada ofrece un amplio campo de investigación para desarrollar modelos econométricos de series de tiempo que expliquen la evidencia de la relación de las variables seleccionadas.

Para plantear el modelo a estimar debemos partir de la identidad que establece que la inversión es igual al ahorro, ya que esta identidad no es otra cosa más que otra manera de analizar el equilibrio del mercado de bienes de una economía. Partiendo de la ecuación que representa el mercado de bienes de una economía abierta,

$$Y = C + I + G + (X - M) \quad (1)$$

donde (Y) es la producción, (C) el consumo, (I) la inversión, (G) es el gasto público, (X) son las exportaciones y (M) las importaciones. Si restamos los impuestos (T) a ambos lados, tendremos:

$$Y - T = C + I + G + (X - M) - T$$

$$Y_D = c_o + c_i Y_D + I + G + (X - M) - T \quad (2)$$

El primer término de la ecuación es la renta disponible de la economía (Y_D). La renta disponible menos el consumo es el ahorro privado (S_p), el recaudo por impuestos menos el gasto público es el ahorro público (S_g) y el inverso de las exportaciones Netas ($X - M$) es el ahorro externo¹. Reorganizando,

$$S_o + s_i Y_D + (T - G) + (M - X) = I$$

$$S_p + S_g + S_x = I \quad (3)$$

$$S_p + S_g + S_x = I$$

$$I = S \quad (4)$$

Por último, el ahorro privado más el ahorro público es el ahorro doméstico; con esto se muestra la relación IS , la cual indica que la inversión es igual al ahorro.

En este orden de ideas y con base en el planteamiento de [Feldstein-Horioka](#) (1980), se plantea estimar un modelo econométrico para Colombia con el fin de medir y establecer la relación de largo plazo entre la inversión y el ahorro. A partir de la literatura, y siguiendo a [Feldstein-Horioka](#) (1980), esta relación puede ser determinada por la siguiente ecuación:

$$\left(\frac{I}{Y}\right) = \alpha + \beta \left(\frac{S}{Y}\right) = \varepsilon_t \quad (5)$$

donde I representa la inversión total, S denota el ahorro total, Y es el producto interno bruto, α y β son los parámetros a estimar, ε es el término de error que satisface los supuestos clásicos del modelo de regresión y t hace referencia a los años del periodo de tiempo.

El coeficiente β representa el coeficiente de retención de ahorro, que se interpreta, como la proporción del incremento del ahorro que se invierte domésticamente. Es decir, un aumento en S_t genera una variación (β); que se espera sea positiva, en I_t . También se puede interpretar como el grado de movilidad de capital. Si un país posee perfecta movilidad de capital el valor del β es cercano a 0. De lo contrario, si el valor del β es cercano a 1, existe movilidad imperfecta de capital en los países ([Ketenci](#), 2012).

1. Este ahorro externo hace referencia al balance negativo de la cuenta corriente.

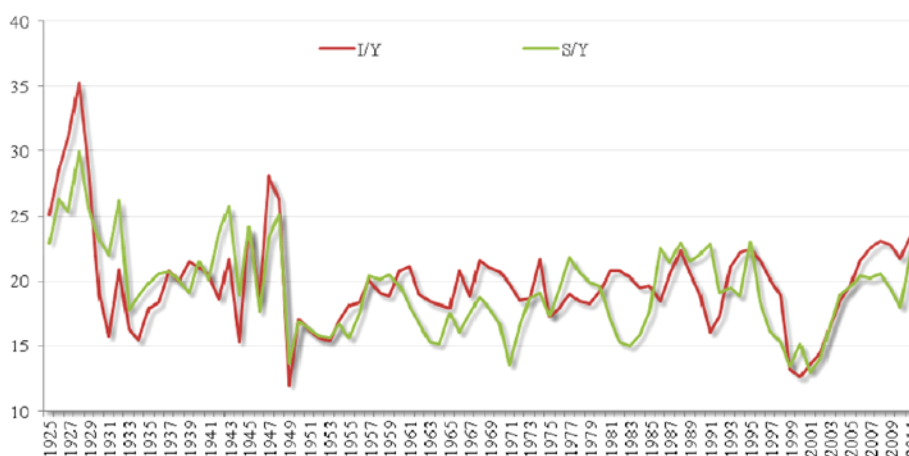
4. Datos y metodología

A continuación se lleva a cabo una descripción de la base de datos y se expone la metodología empleada para estimar la ecuación (5) presentada en la sección anterior.

4.1 Datos

La muestra de datos seleccionados para el análisis empírico de las series de tiempo de ahorro e inversión como proporción del PIB para Colombia está comprendida por el período 1925-2011. Los datos del período 1925-1994 fueron obtenidos de [Cárdenas y Escobar](#) (1998) y los del período 1995-2011 fueron empalmados con datos de la Dirección de Síntesis y Cuentas Nacionales Anuales de Colombia, del Departamento Administrativo Nacional de Estadísticas (DANE).² Las series originales se presentan a continuación en la [Figura 1](#).

Figura 1. Inversión y ahorro en Colombia como porcentaje del PIB (1925-2011)



Fuente: Elaboración de los autores, datos de [Cárdenas y Escobar](#) (1998) y Dirección de Síntesis y Cuentas Nacionales Anuales del DANE.

En la [Figura 1](#) se observa que, en ciertos momentos del tiempo, las series tienen un comportamiento similar en el periodo 1925-1950, la inversión y el ahorro tienen grandes variaciones; se puede anotar que existe una relación directa entre ahorro e inversión. Por otra parte, para el periodo 1950-1995 las series se caracterizan por tener una variación contraria en algunos periodos, es decir, mientras la inversión aumenta, el ahorro disminuye, y viceversa; a partir de 1995 hasta la actualidad la correlación entre la inversión y el ahorro es alta, lo que validaría la paradoja de FH, aportando información sobre la evolución de la movilidad de capital en Colombia.

4.2 Metodología

La metodología empleada en este artículo consiste en la metodología propuesta por [Johansen y Juselius](#) (1990) para estimar modelos vectoriales de corrección de errores (VECM). En específico, se realizan pruebas de raíces unitarias para identificar el orden de integración, tanto tradicionales ([Dickey & Fuller](#), 1979, 1981) —en adelante ADF—; [Kwiatkowski et al.](#), 1992 —en adelante KPSS—,³ así como algunas que tienen en cuenta la presencia de cambios estructurales, como la prueba de [Andrews y Zivot](#) (1992), con el fin de tener en cuenta la presencia de quiebre estructural en cada una de las

2. El procedimiento para empalmar las series de tiempo utilizadas en este documento consiste en un ejercicio de retropolación al estilo [Cárdenas y Escobar](#) (1998), empleando las series del DANE 1994-2011 y la base de datos de los autores [Cárdenas y Escobar](#) (1998).

3. La hipótesis nula de la prueba ADF es que la serie tiene raíz unitaria, mientras que la hipótesis nula de la prueba KPSS es que la serie es estacionaria.

series de tiempo. Autores como [Bai y Perron](#) (1998, 2003) han demostrado que las pruebas de raíces unitarias tradicionales tienden a aceptar la hipótesis nula de raíz unitaria, cuando en realidad la serie es estacionaria, pero con quiebre estructural.

Es importante tener en cuenta que si el resultado de las pruebas de raíces unitarias concluye que las series de tiempo empleadas no son estacionarias, es decir, son integradas de orden 1 ($I(1)$), es necesario determinar si las series comparten una relación de equilibrio de largo plazo, es decir, si están cointegradas, lo anterior con el propósito de evitar obtener una regresión espuria, tal como lo plantean [Engel y Granger](#) (1987). Para esto se aplica la prueba de cointegración de [Johansen](#) (1988, 1991), prueba que permite identificar si existe relación a largo plazo entre las variables de inversión y ahorro. Este test de cointegración está conformado por dos pruebas: la traza y la Lambda-Max, cuyos estadísticos de prueba se derivan de la matriz de cointegración (matriz Π).

Para controlar la presencia de quiebre estructural en la relación de equilibrio de largo plazo, también se aplica la prueba de cointegración propuesta por [Gregory y Hansen](#) (1996), que tiene como hipótesis nula la no existencia de cointegración en presencia de quiebre estructural. La ventaja de esta prueba es que determina el quiebre estructural de manera endógena, diferente a lo que sucede con otros tests para determinar quiebres estructurales en las relaciones lineales como el propuesto por [Chow](#) (1960), en el que se identifican los quiebres de manera exógena.

Luego de realizar estas pruebas y determinar que las series están cointegradas, según el teorema de representación de [Granger](#) (1969), se puede estimar el modelo de corrección de errores (VEC) para establecer el valor del coeficiente de cointegración (β) y del coeficiente de ajuste. Este coeficiente de ajuste recoge la velocidad de ajuste en el corto plazo a los desequilibrios de largo plazo entre el ahorro y la inversión.⁴ Cabe resaltar que la metodología de [Johansen y Juselius](#) (1990) sostiene que el número de rezagos óptimos del modelo VEC($p-1$) se establece a partir del modelo VAR(p) usando criterios de información. Se estima también el vector de cointegración y el modelo de corrección de errores incluyendo el quiebre estructural, para evaluar los posibles cambios en el coeficiente (β) y el coeficiente de ajuste a desequilibrios de largo plazo. Asimismo, se aplica una prueba de exclusión individual para aportar información sobre si alguna de las variables puede ser omitida de la relación de largo plazo, una prueba sobre el vector de cointegración ($H_0: \beta = 1$), y se presenta la respuesta de la inversión ante un impulso en el ahorro.

Adicionalmente, se incluyen variables dummy de intervención para modelar datos atípicos, respaldando sucesos históricos en algunos períodos, como por ejemplo, en 1947 y 1949, años en que la Segunda Guerra Mundial causó un efecto de desequilibrio. Europa y Estados Unidos entraron en un proceso de reconstrucción social y económica. Esto tuvo efectos considerables sobre la demanda agregada mundial, y solamente después de 1950 sus esfuerzos por salir de esta crisis fueron recompensados, observándose incrementos en la oferta mundial y en la demanda. La crisis de 1999 también produjo puntos máximos de volatilidad, por lo tanto, se incluye como uno de los datos atípicos.

4. Este ajuste se da hasta que se restablece la identidad IS. Valores pequeños del ajuste implica que las brechas toman mayor tiempo en corregirse.

5. Estimaciones y resultados

En esta sección se presentan las estimaciones y los resultados del estudio sobre la paradoja de [Feldstein y Horioka](#), siguiendo la metodología presentada en la subsección anterior. A continuación se presentan los resultados obtenidos de las pruebas de raíces unitarias ADF y KPSS.

En el caso de la prueba ADF, en la [Tabla 1](#) se observa que para las variables en niveles no es posible rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria, mientras que para las variables en primera diferencia se rechaza la hipótesis nula. El resultado de la prueba KPSS valida el resultado obtenido en la prueba ADF, ya que para las series en niveles se rechaza la hipótesis nula de estacionariedad, y para la primera diferencia no permite rechazar la hipótesis nula de estacionariedad.

Por su parte, la prueba de raíces unitarias con quiebre estructural aplicada a las series en niveles no permite rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria con quiebre estructural al 1% de significancia, mientras que para las series en primera diferencia se rechaza la hipótesis nula, tal como se muestra en las [Tablas 2 y 3](#),⁵ respectivamente. Esta prueba exhibe la presencia de un quiebre estructural en la serie de ahorro en 1938 y un quiebre para la serie de inversión en 1949. En resumen, las pruebas de estacionariedad permiten concluir que las series son integradas de orden uno, es decir, son I (1).

Tabla 1. Prueba de raíces unitarias

Variable	Prueba ADF		Prueba KPSS	
	Estadístico ADF	P - Valor	Estadístico KPSS	Valor crítico 5%
I	-0,843932	0,3475	0,15618*	0,146
S	-0,73289	0,3962	0,19844*	0,146
ΔI	-11,34249**	0,0000	0,06131	0,463
ΔS	-5,064968**	0,0000	0,10999	0,463

(*) La hipótesis nula se rechaza al 5% de significancia.

(**) La hipótesis nula se rechaza al 1% de significancia.

Tabla 2. Prueba de raíces unitarias de [Andrews y Zivot \(1992\)](#) con quiebre en intercepto y tendencia - variables en niveles

Variable	Valor calculado	Valor crítico		Año de Quiebre
		1%	5%	
I	-4,389	-5,57	-5,08	1938
S	-4,420	-5,57	-5,08	1949

Tabla 3. Prueba de raíces unitarias de [Andrews y Zivot \(1992\)](#) con quiebre en intercepto y tendencia, en diferencias

Variable	Valor calculado	Valor crítico		Año de quiebre
		1%	5%	
ΔI	-11,474**	-5,57	-5,08	
ΔS	-8,655**	-5,57	-5,08	

(*) La hipótesis nula se rechaza al 5% de significancia.

(**) La hipótesis nula se rechaza al 1% de significancia.

.....
 5. La prueba con quiebre estructural se aplica incluyendo componentes determinísticos de constante y tendencia.

Luego de identificar que las series presentan raíz unitaria y que por lo tanto no son estacionarias en niveles, se aplican las pruebas traza y Lambda-Max, las cuales hacen parte del test de cointegración de [Johansen](#) (1988, 1991). Como se muestra en la [Tabla 4](#) y [Tabla 5](#), tanto el estadístico traza como el estadístico Lambda-Max permiten rechazar la hipótesis nula de que no existen ecuaciones de cointegración al 5% de significancia, ya que los valores de los estadísticos traza y Lambda-Max son mayores a los valores críticos al 5%, es decir, existe un vector de cointegración entre las series Inversión (*I*) y Ahorro (*S*).

Tabla 4. Prueba de cointegración de [Johansen](#) (estadístico traza)

No. Ecuaciones de cointegración	Eigenvalue	Estadístico traza	Valor crítico al 5%	P - Valor **
Ninguna*	0,197716	1,877.529	123.209	0,0036
Al menos 1	0,000593	0,05039	4,129.906	0,8541

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

(**) [MacKinnon-Haug-Michelis](#) (1999) p-values.

Tabla 5. Prueba de cointegración de [Johansen](#) (estadístico Lambda-Max)

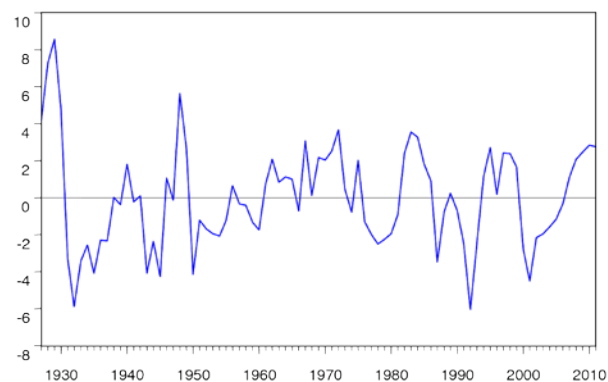
No. Ecuaciones de cointegración	Eigenvalue	Estadístico Lambda-Max	Valor Crítico 5%	P - Valor **
Ninguna*	0,197716	187.249	112.248	0,002
Al menos 1	0,000593	0,05039	4,129.906	0,8541

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

(**) [MacKinnon-Haug-Michelis](#) (1999) p-values.

En la [Figura 2](#) se presenta la relación de cointegración entre el ahorro y la inversión en Colombia en el periodo 1925-2011; a pesar de que la relación es estable (estacionaria), se observan algunos cambios a finales de los cuarenta y los noventa.

Figura 2. Relación de cointegración (largo plazo)



Al realizar la prueba de [Gregory y Hansen](#) (1996), con la cual se evalúa la existencia de una relación de cointegración entre las series en presencia de quiebre estructural, los estadísticos ADF y Zt permiten rechazar la hipótesis nula de no cointegración al 5% de significancia, es decir, existe una relación de equilibrio en el largo plazo entre las series (*I*) y (*S*), en presencia de cambios de régimen

(Tabla 6). El periodo de quiebre determinado por esta prueba es entre 1971 y 1972, resultado similar desde otro punto de vista metodológico al obtenido por [Cárdenas y Escobar](#) (1998), quienes encuentran un cambio en la relación a partir de 1970, interpretándolo como el aumento en la diversificación de fuentes de financiamiento de crédito externo para Colombia. Por su parte, el estadístico Z(alpha) depende directamente del tamaño de la muestra empleada.

Tabla 6. Prueba de cointegración de [Gregory y Hansen](#) (1996)

Estadístico	Valor calculado	Punto de quiebre	Valor crítico	
			1%	5%
ADF	-5.35*	1971	-5.45	-4.99
Zt	-5.27*	1971	-5.45	-4.99

(*) Hipótesis nula se rechaza al 5% de significancia.

(**) Hipótesis nula se rechaza al 1% de significancia.

De acuerdo al teorema de representación de [Granger](#) (1969), si las variables están cointegradas y son $I(1)$, como se demostró con las pruebas de raíz unitaria, entonces la relación de cointegración de las variables se puede explicar mediante un modelo VEC ($p-1$). Este modelo se caracteriza porque están incluidas las restricciones de cointegración y permite modelar las relaciones de corto y largo plazo.

Para determinar el número de rezagos óptimos que se emplean en la estimación del modelo VEC se estima un modelo VAR(p) y se emplean criterios de información para seleccionar el número óptimo de (p). Luego de aplicar la metodología se encuentra que, según la prueba de selección del número de rezagos óptimo, arroja como resultado $p=1$ (ver [Anexos](#)); sin embargo, debido a un problema de autocorrelación presente en los errores del VAR(1), se decide estimar un VAR(2). De acuerdo a lo anterior, [Johansen y Juselius](#) (1990) sugieren que si el modelo VAR es de orden 2, el modelo VEC debe ser de orden $p-1$, es decir, se debe estimar un VEC(1) con constante. En la [Tabla 7](#) se presentan los resultados de la estimación del modelo VEC(1) para la relación inversión-ahorro en Colombia.⁶

Tabla 7. Modelo VEC(1)

Ecuación de cointegración		
Variable dependiente	Constante	Ahorro (\$)
<i>Inversión (I)</i>	7,350434 [2,17060]	0,646248 [3,71012]
Corrección del error		
Velocidad de ajuste		
-0,368908 [-3,38049]		

Estadísticos t entre [].

Fuente: Cálculo de los autores.

Con los datos estimados se puede representar el modelo VEC de forma vectorial y matricial.

6. Las pruebas sobre los errores del modelo VEC no se presentan por espacio. No obstante, los resultados del modelo VEC no son diferentes de los obtenidos con el modelo VAR.

En forma vectorial:

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + v_t \\ \Delta y_t &= \alpha \beta^{\text{TM}} y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + v_t\end{aligned}\quad (6)$$

En forma matricial:

$$\begin{aligned}\begin{bmatrix} \Delta I_t \\ \Delta S_t \end{bmatrix} &= \alpha \beta^{\text{T}} \begin{bmatrix} I_{t-1} \\ S_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta I_{t-1} \\ \Delta S_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_{1,t} \\ v_{2,t} \end{bmatrix} \\ \begin{bmatrix} \Delta I_t \\ \Delta S_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} -0,3689 \\ 0,0607 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0,6462 \end{bmatrix}^{\text{T}} \begin{bmatrix} I_{t-1} \\ S_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,0243 & -0,1656 \\ -0,1430 & 0,1825 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta I_{t-1} \\ \Delta S_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_{1,t} \\ v_{2,t} \end{bmatrix}\end{aligned}\quad (7)$$

En este caso, la relación de largo plazo es:

$$\hat{I}_t^- = 7,35 + 0,646 S_{t-1} \quad (8)$$

El vector de cointegración β (0,646) es positivo y cercano a 1, en el contexto de la paradoja Feldstein-Horioka, e indica una baja movilidad de capital en Colombia en el período 1925-2011, ya que entre más cercano a 1 esté el coeficiente de relación de largo plazo, menor será la incidencia de la movilidad internacional de capitales. En otras palabras, el valor de este coeficiente muestra el alto grado de incidencia del ahorro doméstico en la inversión doméstica. Según esto, un incremento del ahorro nacional en un punto porcentual genera en el largo plazo un incremento de la inversión de 0,64 puntos porcentuales.

A su vez, el coeficiente de ajuste presentado en la [Tabla 7](#) evidencia el ajuste en el corto plazo de los desequilibrios de largo plazo que puedan existir entre la inversión y el ahorro, algo parecido a un exceso de inversión. Para este caso, el signo negativo en el coeficiente indica que el ajuste a los desequilibrios de largo plazo en el corto plazo parte de un valor superior al de equilibrio, es decir, de excesos de inversión; en síntesis, se observa una velocidad de ajuste a los desequilibrios a lo largo del periodo 1925-2011 relativamente rápida (36,89% en un periodo de tiempo, en este caso un año). Este valor de ajuste es similar al obtenido por [Cárdenas y Escobar](#) (1998), quienes obtienen un valor de 34%.

Por último, es importante llevar a cabo una estimación del modelo VEC que incorpore el quiebre estructural determinado a través de la prueba de [Gregory y Hansen](#) (1996), dado que la correcta especificación del modelo VEC permite obtener resultados confiables y robustos. Esto se lleva a cabo a continuación; adicionalmente, se presentan pruebas de exclusión sobre cada una de las variables del vector.

Los resultados de la estimación del modelo VEC(1) con quiebre estructural se presentan en la [Tabla 8](#), donde se observa que el vector de cointegración β (0,694), es positivo y cercano a 1; en el contexto de la paradoja [Feldstein-Horioka](#) indica una baja movilidad de capital en Colombia en el período 1925-2011, no siendo este coeficiente muy distinto del estimado en el modelo sin quiebre estructural.

Tabla 8. Modelo VEC(1) con quiebre estructural en 1971

Ecuación de cointegración		
Variable dependiente	Constante	Ahorro (S)
<i>Inversión (I)</i>	6,3485 [2,458]	0,6946 [5,7158]
Corrección del error		
Velocidad de ajuste		
-0,286636 [-2,19579]		

Estadísticos t entre [].

Fuente: Cálculo de los autores.

En este caso, la relación de largo plazo es

$$\hat{I}_{t-1} = 6,34 + 0,694S_{t-1} \quad (9)$$

Por su parte, el coeficiente de ajuste a desequilibrios mantiene el signo negativo aunque es menor, lo cual implica que el quiebre estructural incluido en el modelo reduce la velocidad de ajuste de los excesos de inversión en el periodo analizado.

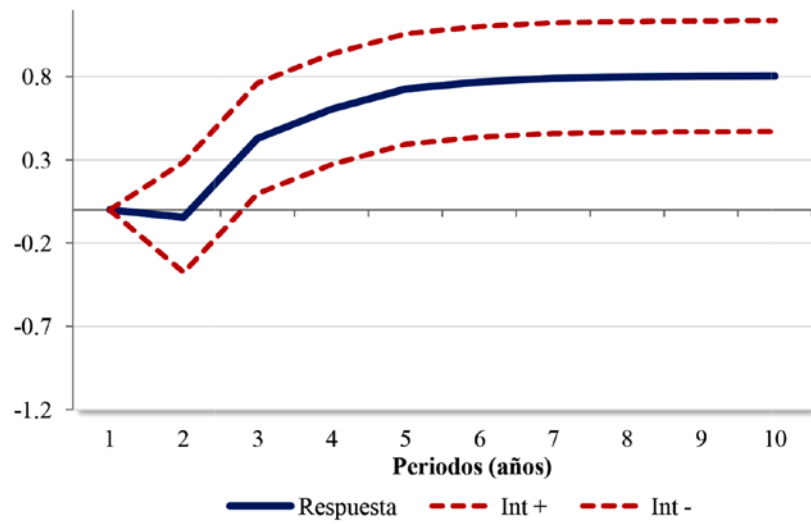
La [Tabla 9](#) presenta el resultado de la prueba de exclusión a las variables del vector de cointegración (relación de largo plazo). Esta prueba de exclusión individual se aplica para aportar información acerca de si alguna de las variables puede ser omitida de la relación de largo plazo. El resultado muestra que la probabilidad asociada a cada uno de los estadísticos permite rechazar la hipótesis nula que sostiene que las variables, de manera individual, pueden ser excluidas del vector de cointegración. En otras palabras, ninguna de las variables puede ser excluida de la relación de largo plazo.

Tabla 9. Prueba de exclusión

Variable	Ho	Chi_sq	Probabilidad
I	$\beta (1,1)=0$	10,266	0,00135
S	$\beta (1,2)=0$	4,125	0,03591

Adicionalmente, se aplicó una prueba sobre el vector de cointegración para evaluar si estadísticamente el coeficiente de la relación de largo plazo es unitario ($H_0: \beta = 1$), cuyo resultado arroja una probabilidad de (0,0092), con lo cual se rechaza la hipótesis nula a favor de que el coeficiente de la relación de largo plazo es diferente de 1. Por último, se presenta la función impulso-respuesta en la [Ilustración 1](#), que muestra la respuesta de la inversión ante un impulso en el ahorro. Se observa que ante un choque positivo sobre el ahorro de una desviación estándar provoca una respuesta positiva sobre la inversión de manera permanente a partir del periodo 3.

Ilustración 1. Respuesta de la inversión ante un impulso en el ahorro



6. Conclusiones

En este documento se llevó a cabo un análisis de la relación que existe entre el ahorro y la inversión en Colombia a largo plazo, durante el período comprendido entre 1925 y 2011. En otros términos, el objetivo de este trabajo consiste en reexaminar la paradoja de [Feldstein-Horioka](#) a través de series de tiempo anuales lo suficientemente largas ($T = 87$). Para esto, se emplearon pruebas de raíces unitarias y de cointegración, en ambos casos con y sin quiebre estructural. Se estima también un modelo VEC para determinar la relación de largo plazo entre las variables y poder confrontar la paradoja de Feldstein-Horioka.

Los resultados obtenidos muestran que las series de ahorro e inversión son integradas de orden 1 en niveles con y sin quiebre estructural, lo que indica la presencia de una raíz unitaria en su proceso generador, por tanto, las series no son estacionarias, es decir, son $I(1)$. Con las pruebas de cointegración aplicadas en este estudio se determina la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre el ahorro y la inversión durante el periodo 1925-2011 en Colombia.

Según las estimaciones del modelo de corrección de errores multivariado (MVEC), el coeficiente β (coeficiente de retención del ahorro) es cercano a la unidad, lo cual determina que en Colombia la movilidad de capitales en el periodo 1925-2011 ha sido baja, lo que valida los resultados de [Feldstein y Horioka](#) (1980). Asimismo, se identifica una velocidad de ajuste relativamente alta, que se asemeja a los resultados obtenidos en las series analizadas por [Cárdenas y Escobar](#) (1998) para el caso colombiano entre 1925-1994, con una velocidad de ajuste del 34%. Los resultados aquí presentados indican que el ajuste no dista de este valor, siendo la velocidad de ajuste del 36%.

Adicionalmente, un incremento del ahorro nacional en 1 punto porcentual genera en el largo plazo un incremento de la inversión de 0,64 puntos porcentuales. Este resultado implica que el aumento de las tasas de ahorro doméstico disminuye la movilidad de capital, ya que entre más cercano a 1 esté el coeficiente de relación de largo plazo menor será la incidencia de la movilidad internacional de capitales.

En este estudio se identificó un quiebre estructural en 1971 a través de la prueba propuesta por [Gregory y Hansen](#) (1996). Los resultados de la estimación del modelo $VEC(1)$ con quiebre estructural mostraron que el vector de cointegración β (0,694) es positivo y cercano a 1, el cual, no siendo muy distinto del estimado en el modelo sin quiebre estructural, conserva la interpretación tradicional. Por su parte, el coeficiente de ajuste a desequilibrios mantuvo el signo negativo aunque menor, lo que implica que el quiebre estructural incluido en el modelo redujo la velocidad de ajuste de los excesos de inversión en el periodo analizado.

La prueba sobre el vector de cointegración para evaluar si estadísticamente el coeficiente de la relación de largo plazo es unitario ($H_0: \beta = 1$) sostiene que el coeficiente de la relación de largo plazo es diferente de 1, ratificando el resultado obtenido acerca de la hipótesis de que los mercados financieros están al menos parcialmente integrados se cumple, tal como lo argumentan Feldstein-Horioka. Por último, ante un choque positivo sobre el ahorro de una desviación estándar provoca una respuesta positiva sobre la inversión de manera permanente a partir del periodo 3, lo cual sugiere que los efectos del ahorro sobre la inversión en Colombia, al menos durante el periodo analizado, se materializan a partir del tercer año.

Para futuras investigaciones sería conveniente emplear pruebas de quiebre estructural que permitan identificar más de un quiebre tanto en el proceso generador de datos de cada serie como en la relación de largo plazo, con el fin de obtener resultados más robustos. En adición, se pueden realizar estimaciones por periodos que permitan recoger evidencia sobre el cambio que se ha presentado en la pendiente de la relación entre ahorro e inversión, y por ende en la movilidad de capitales.

Referencias

- Alcalá Ríos, V. H., Gómez Zaldívar, M., & Ventosa-Santaulària, D. (2011). Paradoja Feldstein-Horioka: el caso de México (1950-2007). *Estudios Económicos*, 26(2), 293-313.
- Andrews, D., & Zivot, E. (1992). Further evidence on the Great Crash, the oil price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 251-270.
- Barro, R. J., Grilli, V., & Febrero, R. (1997). *Macroeconomía: teoría y política*. Madrid: McGraw-Hill/Interamericana.
- Bai, J., & Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, 66, 47-78.
- Bai, J., & Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), 1-22.
- Calvo, G. A., & Vegh, C. A. (1993). Exchange-Rate-Based Stabilization under Imperfect Credibility. En H. Frisch, & A. Worgotter (Eds.), *Open Economy Macroeconomics*.
- Cárdenas, M., & Escobar, A. (1998). Saving determinants in Colombia: 1925-1994. *Journal of Development Economics*, 57, 5-44.
- Chow, G. C. (1960). Test of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions. *Econometrica*, 28(3), 591-605.
- Christopoulos, D., & León-Ledesma, M. (2010). Current account sustainability in the US: What did we really know about it? *Journal of International Money and Finance*, 29, 442-459.

- Chu, K. H. (2012). The Feldstein-Horioka Puzzle and Spurious Ratio Correlation. *Journal of International Money and Finance*, 31, 292-309.
- De Vita, G., & Abbott, A. (2002). Are saving and investment cointegrated? An ARDL bounds testing approach. *Economics Letters*, 77, 293-299.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics For Autoregressive Time Series With A Unit Root. *Econometrica*, 49, 1057-1071.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Edwards, S. (2006). The U.S. current account deficit: Gradual correction or abrupt adjustment? *Journal of Policy Modeling*, 28, 629-643.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Feldstein, M., & Horioka, C. (1980). Domestic saving and international capital flows. *The Economic Journal*, 90(358), 314-329.
- Granger, C. W. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37, 424-438.
- Gregory, A. W., & Hansen, B. E. (1996). Residual-based test for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70, 99-216.
- Guzel, A., & Ozdemir, Z. A. (2011). The Feldstein-Horioka puzzle in the presence of structural shifts: The case of Japan versus the USA. *Research in International Business and Finance*, 25, 195-202.
- Hoffmann, M. (2004). International capital mobility in the long run and the short run: can we still learn from saving-investment data? *Journal of International Money and Finance*, 23, 113-131.
- Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59(6), 1551-1580.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Econometric Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.
- Johansen, S. & Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration—With Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210 .
- Ketenci, N. (2012). The Feldstein-Horioka Puzzle in groupings of OECD members: a panel approach. *Research in Economics*.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- Levy, D. (2000). Investment-Saving Comovement and Capital Mobility: Evidence from Century Long U.S. Time Series. *Review of Economic Dynamics*, 3, 100-136.
- Lumsdaine, R. L., & Papell, D. H. (1997). Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis. *Review of Economics and Statistics*, 212-217.
- MacKinnon, J., Haug, A., & Michelis, L. (1999). Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Co-integration. *Journal of Applied Econometrics*, 14, 563-577.
- Narayan, P. K. (2005). The relationship between saving and investment for Japan. *Japan an the World Economy*, 17, 293-309.

- Özmen, E., & Parmaksiz, K. (2003). Policy regime change and the Feldstein-Horioka puzzle: the UK evidence. *Journal of Policy Modeling*, 25, 137-149.
- Pelagidis, T., & Mastrogiannis, T. (2003). The saving-investment correlation in Greece, 1960-1997: implications for capital mobility. *Journal of Policy Modeling*, 25, 609-616.
- Reinhart, C. M., & Talvi, E. (1998). Capital flows and saving in Latin America and Asia: a reinterpretation. *Journal of Development Economics*, 57, 45-66.
- Sachsida, A., & Caetano, M. A.-R. (2000). The Feldstein-Horioka puzzle revisite. *Economics Letters*, 68, 85-88.

Anexos

Anexo 1. Estimación modelo vector autorregresivo VAR

	I	S
I(-1)	0,668465 (-0,12145) [5,50397]	-0,063709 (-0,11577) [-0,55032]
I(-2)	-0,008781 (-0,1244) [-0,07059]	0,165353 (-0,11858) [1,39450]
S(-1)	-0,034878 (-0,14156) [-0,24639]	0,624155 (-0,13493) [4,62578]
S(-2)	0,060825 (-0,1425) [0,42685]	0,032404 (-0,13583) [0,23856]
C	6,271618 (-1,7842) [3,51508]	4,651211 (-1,70069) [2,73489]
D47	8,660616 (-2,47642) [3,49723]	4,053132 (-2,36051) [1,71706]
D49	-12,09473 (-2,50221) [-4,83362]	-10,42605 (-2,38509) [-4,37134]
D99	-5,979971 (-2,43007) [-2,46082]	-3,461748 (-2,31633) [-1,49450]

Vector Autoregression Estimates

Sample (adjusted): 1927 2011

Included observations: 85 after adjustments

Standard errors in () y t-statistics in []

R-squared	0,605812	0,56763
Adj. R-squared	0,569977	0,528324
Determinant resid covariance (dof adj.)		20,0954
Determinant resid covariance		16,49074
Log likelihood		-360,3385
Akaike information criterion		8,855024
Schwarz criterion		9,314817

Anexo 2. Determinación del número de rezagos óptimos VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-389,4283	NA	49,45096	9,576586	9,809728	9,670249
1	-342,9754	86,18985*	17,78534*	8,553623*	8,903335*	8,694118*
2	-340,1692	5,071375	18,31713	8,58239	9,048673	8,769717
3	-338,2055	3,45417	19,26051	8,631458	9,214312	8,865616
4	-335,8925	3,957278	20,09426	8,672108	9,371531	8,953097

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: I S

Exogenous variables: C D47 D49 D99

Sample: 1925 2011

Included observations: 83

Anexo 3. Prueba Pormanteau (errores no autocorrelacionados)

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	1,538576	NA*	1,556893	NA*	NA*
2	3,056673	NA*	3,11157	NA*	NA*
3	7,858886	0,3452	8,089474	0,3248	7
4	7,967353	0,7162	8,203297	0,695	11
5	8,916094	0,8819	9,211334	0,8662	15
6	12,32889	0,8711	12,88333	0,8445	19
7	17,31969	0,7933	18,32202	0,7398	23
8	19,20755	0,8623	20,40602	0,8133	27

*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.

df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

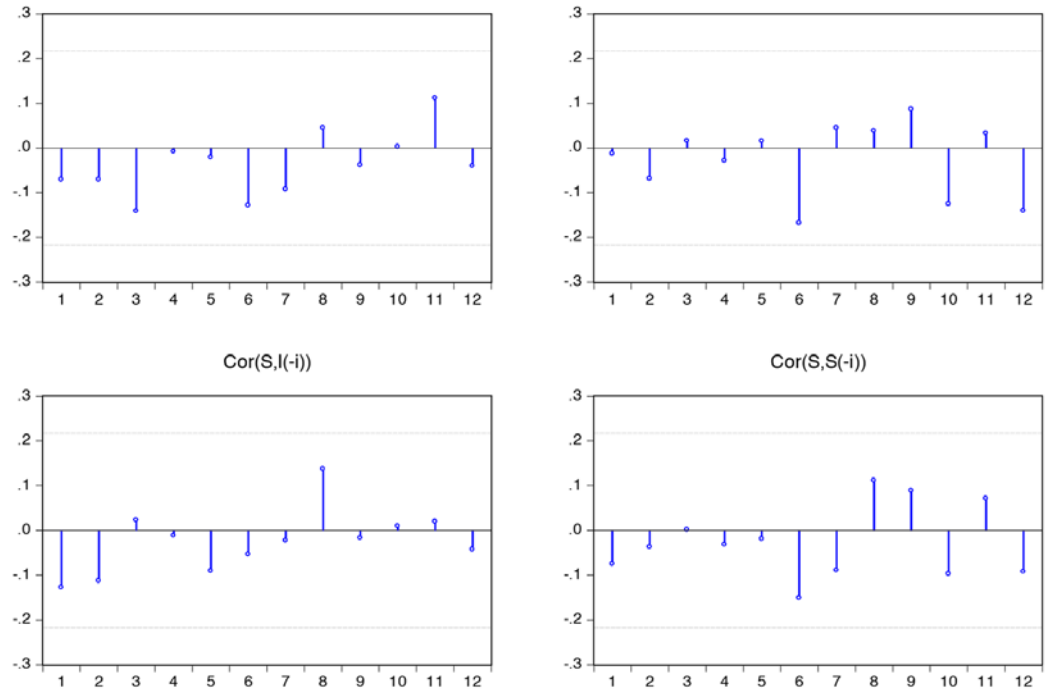
*df and Prob. may not be valid for models with exogenous variables

Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h

Sample: 1925 2011

Included observations: 85

Anexo 4. Correlogramas (errores no autocorrelacionados)



Anexo 5. Prueba de heterocedasticidad de White sin términos cruzados

Joint test		
Chi-sq	df	Prob.
32,7159	33	0,138
Sample: 1925-2011		
Included observations: 85 ^e		

RELACIONES REGIONALES
EN LOS PRECIOS DE VIVIENDA
NUEVA EN COLOMBIA

Regional Relationships in New
Housing Prices in Colombia

Hernán Enríquez Sierra, Jacobo Campo
Robledo, Antonio Avendaño Arosemena

Research Article

RELACIONES REGIONALES EN LOS PRECIOS DE VIVIENDA NUEVA EN COLOMBIA

Regional Relationships in New Housing Prices in Colombia

Hernán Enríquez Sierra*, Jacobo Campo Robledo**,
Antonio Avendaño Arosemena***

Palabras clave: Precios de vivienda, integración de mercados, raíces unitarias, cointegración, modelo VAR, Colombia.

Keywords: Housing prices, market integration, regional prices, VAR model, Colombia.

JEL Code: C22, R10, R31.

Received: 21/11/2014

Accepted: 21/05/2015

Published: 30/06/2015

Resumen

Este estudio examina las relaciones regionales en el precio de vivienda nueva en las siete principales ciudades en Colombia durante el periodo comprendido entre 1999 Q2 y 2013 Q3, utilizando técnicas estadísticas de series de tiempo. Mostramos que mientras que los precios regionales tienden a converger en el largo plazo, no hay evidencia de que choques en los precios en la capital (Bogotá) se difundan a otras ciudades. Además, encontramos evidencia que muestra que los precios en algunas ciudades pequeñas se ven afectados por los precios de las ciudades vecinas.

Abstract

This study examines the regional relationships in the price of new housing in seven major cities in Colombia during the period 1999 Q2 to 2013 Q3 using time series statistical techniques. We show that while regional prices tend to converge in the long run, there is no evidence that price shocks in the capital (Bogotá) diffuse to other cities. We do find evidence that prices in some smaller cities are affected by prices in neighboring cities.

1. Introducción

Las condiciones de mercado inmobiliario están diferenciadas a nivel local por las condiciones únicas que ofrece cada ubicación como atributos adicionales a las características de construcción del bien. Aunque la formación del precio de una vivienda puede analizarse de manera aislada entre distintas localizaciones, es necesario reconocer que esta guarda un componente de relación entre regiones que se explica por el comercio interregional, los movimientos poblacionales, condiciones

* Universidad Sergio Arboleda, Bogotá, Colombia.

E-mail: hernan.enriquez@usa.edu.co.

** Universidad Católica de Colombia, Bogotá, Colombia. E-mail: jacampo@ucatolica.edu.co.

*** Universidad Sergio Arboleda- Bogotá, Colombia. E-mail: antonio.avendano@usa.edu.co.

oligopólicas en la oferta de insumos para la producción de viviendas y la política macroeconómica de nivel nacional, entre otros.

Suponiendo que el efecto interregional es importante para explicar la dinámica local de precios en Colombia, cabe preguntarse: ¿Reaccionan de manera diferente los mercados locales de vivienda a las fluctuaciones de la economía nacional? ¿Puede el mercado de Bogotá desarrollar efectos difusión sobre otras ciudades del país? ¿Pueden las dinámicas locales y las características físicas de las ciudades contrarrestar choques macronacionales?

El objetivo de este trabajo es evaluar el efecto de dicha interrelación regional en el mercado inmobiliario, a través de los precios de vivienda nueva en las siete principales ciudades de Colombia, durante el periodo 1999Q2-2013Q3. Este análisis permite estudiar la existencia de convergencia regional en precios y determinar si existe o no un efecto difusión en el mercado de vivienda nueva en Colombia, el cual se materializa mediante la transmisión de las variaciones de precios en Bogotá hacia las demás ciudades de manera jerárquica.

La estrategia de evaluación utilizada descansa en los métodos econométricos para el análisis de series de tiempo. Específicamente, se parte de probar la hipótesis de convergencia para series no estacionarias usando técnicas de raíz unitaria con y sin quiebres estructurales ([Dickey & Fuller](#), 1979, 1981; [Phillips & Perron](#), 1988; KPSS, 1992; [Zivot & Andrews](#), 1992) y análisis de cointegración ([Johansen](#), 1988, 1991; [Gregory & Hansen](#), 1995, 1996) del índice de precios de vivienda nueva en las principales ciudades de Colombia. Para el caso del efecto difusión entre los precios de las ciudades se realizan pruebas de causalidad de Granger, usando un ordenamiento de estas según su importancia económica en el país.

Los resultados del documento muestran que existe convergencia en el mercado de vivienda, es decir, los precios están cointegrados, tanto sus niveles con la región centro, como el diferencial de cada región i con respecto a la ciudad de Bogotá. Adicionalmente, pese a que la capital del país es un mercado importante, no se presenta efecto difusión (contagio) hacia otros mercados de vivienda locales. Sin embargo, sí hay evidencia de causalidad entre algunas ciudades pequeñas.

Este documento está organizado como sigue: la segunda sección presenta un breve marco teórico acompañado de una revisión de literatura sobre la convergencia en los precios de vivienda; en la tercera sección se exponen los datos y la metodología empleada de acuerdo a las pruebas de series de tiempo para el análisis de convergencia; las estimaciones y resultados se presentan en la cuarta sección; finalmente, se concluye en la quinta sección.

2. Revisión de literatura del mercado inmobiliario interregional

El estudio del mercado de vivienda se puede abordar desde diversas ópticas, que van desde las condiciones mismas de la construcción del bien, hasta los determinantes macroeconómicos que impulsan o inhiben su producción y adquisición. Si bien no es el propósito de este documento el indagar sobre todos los posibles factores que inciden en el mercado inmobiliario, se describen algunos de ellos para entender la multiplicidad de dimensiones de análisis en este campo.

Los determinantes de la formación del precio de la vivienda se pueden clasificar en aquellos relacionados directamente con las características físicas del bien y los atributos de cercanía que ofrece su

ubicación en un área determinada. También se incluyen factores del entorno urbano que determinan las ventajas de localización respecto al empleo y servicios de la ciudad.

Otro tipo de factores que inciden directa o indirectamente en el mercado inmobiliario se ven reflejados en la política macroeconómica de orden nacional. Para el caso de este trabajo, se considera un factor interregional de la formación del precio de las viviendas, el cual no se considera regularmente a la hora de evaluar los precios en los mercados locales de este tipo de bienes. En la [Figura 1](#) se presentan los principales determinantes de la dinámica de los precios y su clasificación.

Figura 1. Mercado de vivienda local



Fuente: elaboración de los autores.

Los determinantes de orden nacional se refieren principalmente a los efectos que ciertas variables macroeconómicas, exógenas al contexto económico urbano, tienen sobre el nivel de precios de la vivienda. En efecto, un alza en el *stock* de dinero en la economía puede llevar a aumentos en la demanda de vivienda y los servicios asociados a la misma. Por el contrario, una disminución de esta variable llevaría a una reducción de la demanda en el mercado de vivienda, como consecuencia de las mayores tasas de interés que se derivan de los excesos de demanda de crédito ([Harris](#), 1989).

Complementaria a la política monetaria, la política fiscal también tiene efectos sobre el sector de la vivienda mediante el multiplicador del gasto. El empleo, la inflación, el crecimiento del ingreso y los costos de construcción también explican los cambios en los precios de vivienda a escala nacional y regional. El empleo, además de ser un factor fundamental para el desarrollo de la actividad constructora, es un indicador líder de esta.

En lo concerniente a la inflación sobre el mercado de vivienda, se destacan los efectos sobre el flujo de caja de los hogares, producto de la relación entre el flujo de pagos reales y nominales. Finalmente, las expectativas de inflación también son un determinante de la demanda de vivienda ([Manchester](#), 1987).

En diversos estudios se ha analizado cómo las variables mencionadas pueden explicar los ciclos del mercado de vivienda regional y las diferencias en los precios y costos de construcción a través de las regiones que conforman un país. Al respecto se destacan los trabajos de [Abraham y Hendershott](#) (1992), [Baffoe-Bonnie](#) (1998) y [Vansteenkiste](#) (2007).

Los determinantes de orden local se pueden ordenar en tres grupos. El primero corresponde a los vinculados con la estructura urbana, entre los cuales se destacan los subcentros de empleo y los sistemas de movilidad. El marco de referencia analítico para estimar los efectos de estos determinantes sobre los precios de la vivienda es el modelo de estructura espacial urbana de Mills y Muth ([Brueckner](#), 1987). Varios trabajos se destacan dentro de este marco de análisis: [McDonald y Bowman](#) (1979), [McMillen](#) (1996), [McDonald y McMillen](#) (1990), [McMillen](#) (1990), [McMillen et al.](#) (1992), [Kau y Sirmans](#) (1979) y [Yeates](#) (1965) para Chicago; [Colwell y Munneke](#) (1997) para el condado de [Cook](#) (Illinois, EE. UU.); [Dowall y Treffeisen](#) (1991) para Bogotá.

El segundo grupo corresponde a los determinantes relacionados con la política de ordenamiento territorial. Desde esta perspectiva, la zonificación de usos del suelo implica decisiones de localización de los agentes que en teoría deberían seguir un patrón de uso del suelo eficiente desde el punto de vista paretiano. Entre los trabajos que analizan los efectos de esta medida sobre los precios del suelo se destacan [McMillen y McDonald](#) (1991, 1993, 1998, 1999) para Chicago.

En cuanto a la valoración de los inmuebles, predominan los trabajos que desde una perspectiva de precios hedónicos explican los efectos de las dotaciones y atributos urbanos sobre los precios de la vivienda, controlando por sus características físicas. En este grupo las contribuciones más relevantes incluyen a [Bender y Hwang](#) (1985) y [Berry](#) (1976) para Chicago; [Daniels](#) (1975) para Oakland; [Kain y Quigley](#) (1970) para San Luis; [Lapham](#) (1971) para Dallas; [Clapp et al.](#) (2001) para Washington D. C.; [Brennan et al.](#) (2014) para Perth (Australia) y [Hu et al.](#) (2014) para Nanjing (China).

Respecto a los determinantes asociados a las interacciones entre las ciudades de mayor y menor jerarquía, los estudios han hecho énfasis en el análisis de la convergencia de los precios de la vivienda a nivel regional ([Zhang & Morley](#), 2014). Trabajos como los de [Holmes et al.](#) (2011) para Estados Unidos; [Holmes](#) (2007) para el Reino Unido; [Liu y Zhang](#) (2008) para China, y [Chien](#) (2008) para Taiwán, son claros ejemplos del creciente interés por el análisis de convergencia regional en los precios de la vivienda. La hipótesis que se prueba en este tipo de trabajos descansa en la posibilidad de encontrar una trayectoria de largo plazo para los precios de la vivienda de las localizaciones contenidas en una región de estudio. De esta forma, aun cuando se presenten variaciones locales de los precios, en el largo plazo todos los mercados locales se rigen por un único patrón de precios.

En general, los trabajos sobre convergencia han estado guiados por el uso de metodologías para el análisis de series de tiempo (ver [Alexander & Barrow](#), 1994; [Berg](#), 2002; [Chien](#), 2008; [Cook](#), 2005; [Ho et al.](#), 2007; [Meen](#), 1999), y en los últimos años por aquellas desarrolladas para estructuras de panel ([Zhang & Morley](#), 2014; [Zhang & Liu](#), 2009). Estas últimas han adquirido relevancia debido a la creciente disponibilidad de datos temporales para diferentes niveles geográficos.

Los resultados del análisis de convergencia son variados y parece no existir un patrón en la evidencia internacional sobre la existencia de una sola trayectoria regional de los precios de la vivienda. Tampoco son concluyentes frente a la existencia de efectos de difusión en los precios de vivienda entre diferentes ciudades o regiones, los cuales serán profundizados en la siguiente sección. Es claro

que cada uno de los ejercicios de convergencia regional puede implicar relaciones económicas de complementariedad entre los centros urbanos, o por el contrario, una tendencia a la sustitución entre los mismos, lo que no es controlado en la mayor parte de los estudios consultados. Lo anterior implica que estos trabajos deben ser reforzados con un análisis de la estructura económica de las ciudades objeto de estudio y el tipo de interacciones económicas que subyacen entre estas.

2.1 Dinámica de submercados de vivienda y el efecto difusión de precios

El ciclo de precios del mercado de vivienda se distingue en los submercados regionales debido a las características particulares de cada mercado y a las interdependencias que se puedan formar entre cada uno de ellos. El resultado previsto es que las variaciones locales de los precios sean distintas entre cada submercado.

Desde el punto de vista de diferentes ofertas de vivienda entre ciudades, mercados y condiciones de producción, se suponen diversas elasticidades de oferta. De este modo, entre más elástica sea la oferta de un lugar, menor será su volatilidad y más pequeños los incrementos anuales en los precios ([Glaeser, Gyourko & Saiz, 2008](#)).

Diferencias en productividad, stock de capital humano y distribución de salarios también se reflejan en la estructura de precios de las viviendas de las ciudades. A mayor productividad y en consecuencia salarios, mayor disposición a pagar por vivienda y sus características adicionales ([Rosen, 1974](#); [Roback, 1980](#); [Glaeser, Gyourko & Saks, 2004](#)). En la medida en que las estructuras económicas de las ciudades se diferencian y la productividad de sus trabajadores también lo hace, las variaciones de los precios serán diferentes y compensadas por los cambios en los salarios reales, esto a favor de mantener el equilibrio espacial entre localizaciones.

Finalmente, en cuanto a la morfología, crecimiento y funcionalidad urbana, que no es la misma para cada ciudad, se pueden esperar dinámicas diferentes relacionadas con la magnitud de la presión por localizaciones en la ciudad, marcadas por distintos gradientes de precios de vivienda. Respecto al centro de actividad y las estructuras funcionales de esta, se tendrá mayor disponibilidad a pagar para acceder a ellos al menor costo de transporte posible. Con ciudades diferenciadas por múltiples centros de actividad, por tamaño o extensión, se debe esperar una dinámica de variación de precios diversa. De igual manera, políticas urbanas que lleven a la promoción o expansión del suelo urbano contribuyen a observar diferenciales de precios en un sentido dinámico ([Glaeser, 2008](#)).

El efecto difusión de precios se presenta cuando variaciones en los precios de vivienda se originan en el submercado de mayor jerarquía y se transmiten a los de menor jerarquía. En este sentido, cambios que se originan en un mercado de vivienda importante se trasladan con un factor diferenciado a los demás submercados. El peso de las variaciones en los precios dependerá de la importancia relativa de cada mercado local frente al de mayor jerarquía ([Cook, 2005](#)).

Entre los determinantes más importantes que explican el efecto difusión se encuentran ([Meen & Andrew, 1998](#)): patrones migratorios, costos de transacción y búsqueda en cada mercado, transferencia de patrimonio asociada con la atracción de inversiones de un mercado importante a otro menos importante, arbitraje espacial, rezagos en los precios de vivienda en el submercado, entre otros.

La característica que llama la atención de un posible efecto difusión en los submercados de vivienda se relaciona con la posibilidad de existencia de un movimiento conjunto de los precios. De llegar a presentarse evidencia en esta dirección se puede hablar de convergencia de los precios para todos los submercados ([McDonald & Taylor, 1993](#); [Meen, 1999](#); [Cook, 2003](#)).

2.2 Situación actual

En la literatura, la hipótesis de convergencia regional de precios se ha aplicado de una manera importante, como se mencionó en la sección anterior. Para el caso de submercados de vivienda, la [Tabla 1](#) describe algunos de los trabajos que prueban econométricamente la hipótesis a nivel regional, para distintos casos en el mundo, utilizando técnicas de series de tiempo.

El país que presenta una mayor cantidad de literatura relacionada con el tema es el Reino Unido. En este caso se ha conseguido probar la hipótesis de convergencia de precios entre ciudades, incluso se encuentra evidencia de clubes de convergencia, como en [Abbott y De Vita](#) (2013).

En el caso de Estados Unidos, la evidencia no es concluyente. Los trabajos recientes aducen divergencia de los mercados locales de vivienda o convergencia débil entre algunas ciudades del país. El trabajo de [André, Gil-Alana y Gupta](#) (2013) muestra cómo la interacción entre los mercados locales sobrepasa las fronteras nacionales y puede tener comovimientos de largo plazo, como lo prueban para la Unión Europea. En Taiwán se evidencia la convergencia regional de precios de vivienda.

El efecto difusión se prueba para ciudades de Australia y China. En el primer caso, [Luo, Liu y Picken](#) (2007) prueban que no es necesario que las ciudades sean próximas a la de mayor jerarquía para recibir su influencia. En el caso chino, [Zhang y Morley](#) (2014) muestran que puede existir un efecto difusión aun cuando se piensa en un sistema con varias ciudades de alta jerarquía. Como resultado, se presenta este fenómeno en subsistemas de ciudades gobernados por aquellas de mayor importancia.

Tabla 1. Evidencia empírica sobre convergencia de precios de vivienda y efecto difusión regional de precios

País	Año	Autores	Método econométrico	Evidencia
Australia	2007	Luo, Liu, y Picken	Pruebas de raíz unitaria (Dickey Fuller aumentada y Phillips Perron), prueba de cointegración de Engle y Granger (1987), modelo de corrección de errores y prueba de cointegración de Johansen (1988).	En las ocho ciudades analizadas se encontró convergencia. El efecto difusión se presenta en cuatro niveles, los dos primeros son dos ciudades puntuales, el tercer y cuarto nivel son agrupamientos; adicionalmente, esto no solo se da en regiones adyacentes.
Eurozona	2013	André, Gil-Alana y Gupta	Técnicas de cointegración e integración fraccional.	De los ocho países considerados, Bélgica, Alemania y Francia convergen con la eurozona.
Estados Unidos	2008	Zohrabyan, Leathman y Bessler	Metodología de Johansen, modelo simétrico de corrección de errores y funciones impulso-respuesta.	Convergencia regional de los precios en las nueve divisiones censales consideradas, pero esta no se da necesariamente en regiones adyacentes. Una de las nueve regiones es la líder de la dinámica de precios.
	2012	Kim y Rous	Tests convencionales de cointegración y Phillips y Sul (2007). En este último se consideran algoritmos de agrupación y una prueba de convergencia de estas bajo un modelo simple de factores no lineales.	No hay convergencia a una tendencia nacional, pero sí por medio de cuatro clubes.
	2012	Apergies y Payne	Filtro de Hodrick-Prescott, y Phillips y Sul (2007).	No convergen a un patrón común, pero sí a través de tres clubes.

País	Año	Autores	Método econométrico	Evidencia
Reino Unido	1995	Drake	Estimación de parámetros variantes con el tiempo. En esta se emplea el filtro de Kalman.	Divergencia. No se encuentra evidencia robusta de un patrón de difusión de precios entre las regiones, con excepción de dos de las nueve regiones estudiadas.
	1994	Alexander y Barrow	Pruebas de dinámica y causalidad de largo plazo descritas en Alexander (1993).	Se encontró que la difusión de los precios está liderada por la región sur, la cual transmite al norte y al centro.
	2005	Cook	Enders y Siklos (2001), quienes proponen una extensión de Engel y Granger, en la que se permite una reversión asimétrica al equilibrio.	Encuentra convergencia en varias regiones, además de evidencia de un efecto difusión de la región sur hacia las demás.
	2007	Holmes	Pruebas de raíz unitaria univariada y de panel, y SURADF.	La mayoría de regiones convergen. Las divergentes suelen ser adyacentes.
	2013	Abbott y De Vita	Pairwise. Hace referencia a pruebas de convergencia, en las que se considera la posibilidad de que un par de regiones estén cointegradas, pero no compartan una tendencia, adicionalmente permite la convergencia por agrupaciones.	No convergen a un patrón común. Existe convergencia parcial a partir de tres clubes.
Taiwán, China	2006	Chien y Chang-Lee	Pruebas de raíz unitaria ADF, DF-GLS y KPSS. Breur et al. (2001)	El efecto difusión de los precios de vivienda en Taiwán se presenta en dos de las cinco regiones analizadas.
	2011	Chen, Chien y Lee	Toda y Yamamoto (1995), y Pesaran y Shin (1998). La primera permite omitir la realización de una prueba de cointegración. La segunda son técnicas de impulso-respuesta generalizadas y descomposición generalizada de varianza de los errores pronosticados.	Existe convergencia de precios. La difusión de los precios es entre mercados locales y no regionales.
	2014	Zhang y Morley	Pruebas de raíz unitaria para datos panel y pruebas de convergencia del estimador.	Pruebas de convergencia inconclusas. Se presenta efecto difusión desde las ciudades centrales hacia las otras regiones.

Fuente: Elaboración de los autores.

Si bien la evidencia no es concluyente sobre la convergencia entre las regiones en todos los países analizados, existen casos en los que se puede observar una dinámica conjunta de precios que incluso trasciende las fronteras de una nación.

En una reciente investigación, [Apergis, Simo-Kengne y Gupta](#) (2015) llevan a cabo un análisis de la relación de largo plazo entre el precio de la vivienda para nueve provincias de Sudáfrica tomando tres segmentos del mercado de vivienda (grande, mediano y pequeño) y empleando la metodología de [Phillips y Sul](#) (2007). Sus resultados sugieren que los segmentos grande y mediano presentan tres clubes de convergencia, mientras que en el segmento pequeño se evidencian dos clubes de convergencia.

3. Datos y metodología

En la literatura internacional especializada sobre el tema de convergencia regional en precios se emplean diversas metodologías de series de tiempo y datos panel para determinar si existe efecto

contagio, estacionariedad en las series de precios, en los diferenciales de precios (precios relativos), convergencia y velocidad de convergencia. A continuación se describen los datos y se presenta la metodología empleada.

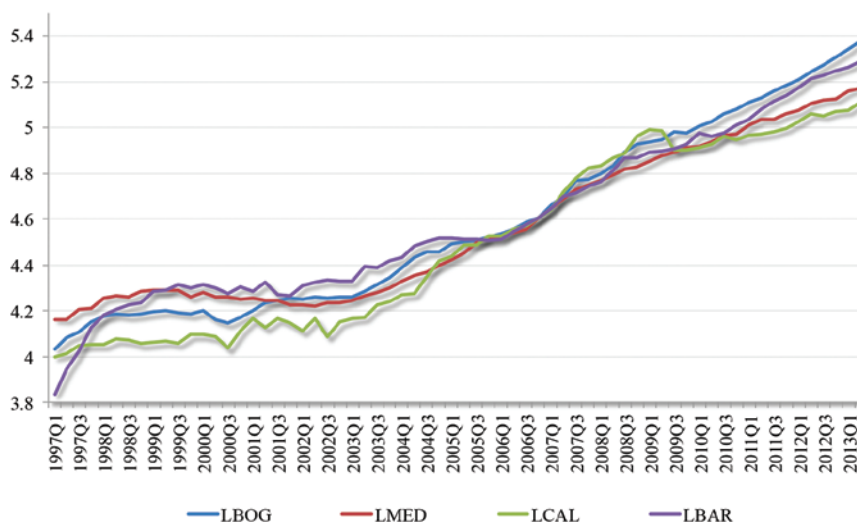
3.1 Datos

Se usa el Índice de precios de vivienda nueva (IPVN) para siete ciudades (áreas metropolitanas y áreas urbanas). Las áreas metropolitanas son: Armenia, Barranquilla, Bogotá, Bucaramanga, Cali, Medellín y Pereira. De cada ciudad se tienen datos trimestrales para el periodo 1997Q2-2013Q2.

En los Gráficos 1 y Gráfico 2 se presenta el comportamiento de las series del IPVN en logaritmo natural para las siete ciudades objeto de estudio. En la [Figura 1](#) se presenta el primer conjunto, que corresponde a Medellín, Cali, Barranquilla y Bogotá, mientras que en la [Figura 2](#) se presenta el segundo grupo, correspondiente a Armenia, Pereira, Bucaramanga, y se incluye Bogotá para ver el comportamiento comparativo.

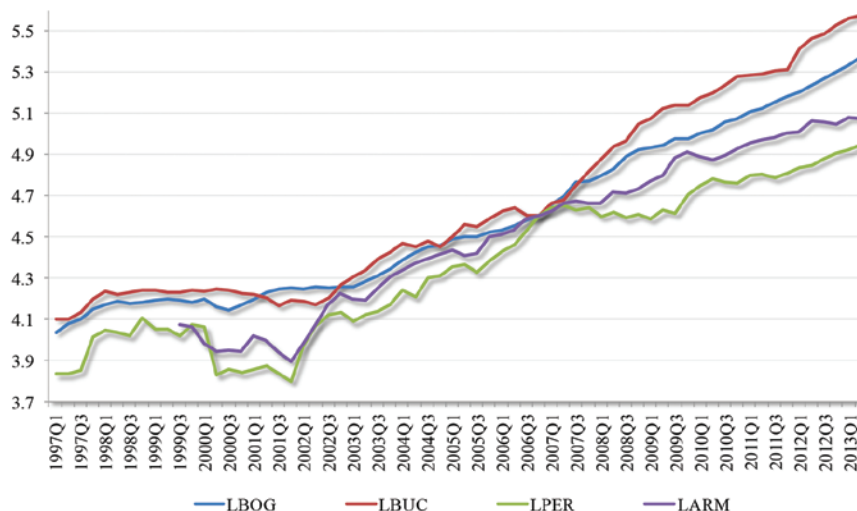
A partir de las figuras, se percibe un quiebre en el comportamiento de las series alrededor del periodo 2003Q3; adicionalmente, en el primer grupo se observa que a partir de 2009Q2 Bogotá presenta el IPVN más alto del grupo, mientras que en el grupo 2 resalta el comportamiento de Bucaramanga a partir del periodo 2008Q1.

Figura 1. Índice de precios de vivienda nueva (en logs), cuatro principales ciudades, 1997Q1-2013Q2



Fuente: elaboración de los autores con información del DANE.

Figura 2. Índice de precios de vivienda nueva (en logs), cuatro ciudades intermedias, 1997Q1-2013Q2.



Fuente: elaboración de los autores con información del DANE.

Si bien todos los índices presentan la misma tendencia de crecimiento, es importante notar cómo la dinámica de las ciudades grandes difiere de las intermedias. Sin embargo, la trayectoria de los precios en Bogotá es más pronunciada que la de Medellín, Barranquilla y Cali. En el caso de las ciudades intermedias consideradas, se presenta mayor volatilidad de los precios y sendas más disimiles. El caso de Bucaramanga llama la atención por el rápido crecimiento de los precios, incluso contra la variación que puede ocurrir en la capital, si se entiende a esta como la ciudad de mayor jerarquía.

3.2 Metodología

En este documento se emplean técnicas de series temporales para probar la posible existencia de convergencia de precios y efecto difusión en los mercados locales de vivienda. Para ello se hace uso de pruebas de raíces unitarias, cointegración y causalidad de Granger.

El modelo VAR

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i y_{t-i} + \epsilon_t$$

donde y_t es un vector columna de dimensión (7 x 1) que contiene las siete variables correspondientes al IPVN de las siete principales ciudades de Colombia.

Inicialmente, se aplican las pruebas de raíces unitarias [Dickey y Fuller](#) - ADF (1979, 1981), [Phillips y Perron](#) - PP (1988), cuya hipótesis nula es la presencia de raíz unitaria en la serie de tiempo; también se aplica la prueba [Kawatkosky et al.](#) - KPSS (1992), que tiene como hipótesis nula la existencia de estacionariedad en la serie de tiempo. Estas pruebas se aplican a cada una de las series en logaritmo natural con el objetivo de determinar el orden de integración de los índices de precios. Teniendo en cuenta que las series pueden exhibir quiebre estructural en su comportamiento a través del tiempo, como se observa en la [Figura 1](#) y [Figura 2](#), se aplica la prueba de raíz unitaria con quiebre estructural propuesta por [Zivot y Andrews](#) (1992).

Una vez determinado el orden de integración de las series que conforman el modelo VAR, se lleva a cabo la prueba de cointegración de [Johansen](#) (1988, 1991, 1995), prueba que se aplica siguiendo la metodología propuesta por [Johansen y Juselius](#) (1990), consistente en determinar el orden del modelo VAR(p) para posteriormente aplicar la prueba de Johansen a la matriz Phi del modelo VEC(p-1) y determinar el número de vectores de cointegración que existen entre las series. Adicional a esta prueba, se aplica la prueba de [Gregory y Hansen](#) (1996) a fin de determinar la existencia de una relación de largo plazo entre los índices de precios controlando por la existencia de quiebre estructural en esta relación.

Además, con los resultados del modelo VAR se lleva a cabo la prueba de causalidad de Granger para determinar los efectos causales que existen entre las series de precios de vivienda nueva.

4. Estimaciones y resultados

Como se mencionó en la sección anterior, inicialmente en la subsección 4.1 se aplican las pruebas de raíces unitarias y luego las de cointegración para determinar la existencia de equilibrio de largo plazo entre las series de precios. Finalmente, en la subsección 4.2 se presentan los resultados del VAR y de la prueba de causalidad de Granger.

4.1 Pruebas de series de tiempo – Raíces unitarias y de cointegración

En la [Tabla 2](#) se muestran los resultados de las pruebas ADF realizadas para las series en logaritmo de los precios de vivienda nueva, tanto en niveles como en diferencias. Se evidencia que las series del IPVN en niveles tienen raíz unitaria, mientras que en primera diferencia son estacionarias. Se aplicaron también las pruebas [Phillips y Perron](#) y KPSS obteniendo los mismos resultados, por lo que se omiten en el documento.

Tabla 2. Pruebas de raíces unitarias - ADF

Ciudad	Logaritmo del precio	Δ Logaritmo del precio
Bogotá	2,256821	-3,232152*
Armenia	-0,650206	-5,10192**
Barranquilla	-0,688335	-4,32657**
Bucaramanga	-0,999715	-5,930329**
Cali	0,363229	-8,182623**
Medellín	0,306058	-2,770136*
Pereira	-0,311019	-7,615233**

* Hipótesis nula se rechaza al 5% de significancia

** Hipótesis nula se rechaza al 1% de significancia

Fuente: Elaboración de los autores.

Siguiendo el proceso, se aplica la prueba de raíz unitaria con quiebre estructural de [Zivot y Andrews](#) (1992), cuyos resultados se presentan en la [Tabla 3](#). Se encuentra que todas las series tienen quiebre estructural, sin embargo esto no cambia el proceso generador de datos de los precios de vivienda nueva. Es decir, son caminatas aleatorias con quiebre estructural.

Tabla 3. Pruebas de raíces unitarias - Zivot y Andrews

Ciudad	Quiebre	Probabilidad	Resultado
Bogotá	2002Q1	0,34	I(1)
Armenia	2001Q4	0,25	I(1)
Barranquilla	2001Q3	0,23	I(1)
Bucaramanga	2001Q4	0,16	I(1)
Cali	2002Q2	0,43	I(1)
Medellín	2001Q4	0,38	I(1)
Pereira	2000Q2	0,19	I(1)

Fuente: Elaboración de los autores.

En resumen, las pruebas de raíces unitarias aplicadas evidencian que todas las series son integradas de orden 1. Este es un primer indicio para encontrar una posible relación de largo plazo entre los precios de vivienda de las ciudades analizadas.

Acto seguido, para definir si entre los precios de vivienda nueva de las siete principales ciudades de Colombia existe una relación de equilibrio en el largo plazo, se aplican dos pruebas de cointegración. La primera de ellas considera un quiebre estructural, esto debido a los resultados obtenidos con las pruebas de raíz unitaria. Los resultados de la prueba de [Gregory y Hansen](#) (1996) se presentan en la [Tabla 4](#), evidenciando que efectivamente existe un quiebre en la relación de largo plazo, en el periodo 2002Q1.

Tabla 4. Prueba de cointegración - Gregory y Hansen

Estadístico	Valor calculado	Punto de quiebre	Valor crítico	
			1%	5%
ADF	-5,53**	2002Q1	-5,45	-4,99
Zt	-5,29*	2002Q2	-5,45	-4,99
Za	-49,69*	2002Q1	-57,28	-47,96

* Hipótesis nula se rechaza al 5% de significancia

** Hipótesis nula se rechaza al 1% de significancia

Fuente: Elaboración de los autores.

Finalmente, la [Tabla 5](#) presenta el resultado de la prueba de [Johansen](#), con la cual se confirma que existe un vector de cointegración entre los índices de precios de vivienda nueva.¹ En este caso se tiene que el conjunto de series analizadas se rige por una tendencia de largo plazo, lo que evidencia convergencia de precios para los principales mercados de vivienda del país.

1 Cabe anotar que, siguiendo la metodología de [Johansen y Juselius](#) (1990), es necesario determinar el número de rezagos del modelo VAR(p) para poder estimar la prueba de [Johansen](#) a través del modelo VEC(p-1).

Tabla 5. Prueba de cointegración - Johansen

Hipótesis	Estadístico Traza	Valor crítico	P-Valor
Ninguno *	130,174	111,781	0,002
$r \leq 1$	82,964	83,937	0,059
$r \leq 1$	57,021	60,061	0,088
$r \leq 3$	35,248	40,175	0,144
$r \leq 4$	18,248	24,276	0,238
$r \leq 5$	7,691	12,321	0,262
$r \leq 6$	0,214	4,130	0,701
Hipótesis	Estadístico Lambda-Max	Valor crítico	P-Valor
Ninguno *	47,210	42,772	0,015
$r \leq 1$	25,942	36,630	0,493
$r \leq 1$	21,774	30,440	0,399
$r \leq 3$	17,000	24,159	0,343
$r \leq 4$	10,557	17,797	0,428
$r \leq 5$	7,477	11,225	0,211
$r \leq 6$	0,214	4,130	0,701

(*) Indica el rechazo de la Ho al 5%

Fuente: Elaboración de los autores.

En síntesis, las series de precios de vivienda nueva son integradas de primer orden y están cointegradas. Lo anterior está acorde con la evidencia empírica mostrada en la situación actual y refuerza la idea de que existe convergencia a nivel regional en Colombia, aun cuando se presentan quiebres estructurales en la primera mitad de la década del 2000.

4.2 ¿Efecto difusión? - Modelo VAR y causalidad

El número de rezagos óptimos del modelo VAR se determinan en 2. La prueba de selección de rezagos a través de criterios de información indica que el mejor modelo es el VAR de orden 1 (Anexo [Tabla A1](#)); sin embargo, al llevar a cabo las pruebas de verificación y diagnóstico de los residuales del modelo VAR(1) se determina que este presenta problemas de autocorrelación, motivo por el cual se especifica un modelo VAR(2) con el fin de corregir el problema presente.

En este orden de ideas, la especificación del modelo VAR(2) se presenta a continuación:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \epsilon_t$$

A partir de las estimaciones del modelo VAR de orden 2 para el logaritmo de los precios de vivienda (Anexo [Tabla A2](#)), organizados según la importancia de las ciudades en el sistema analizado,² se aplica la prueba de causalidad de Granger. Cabe resaltar que las pruebas de diagnóstico sobre los residuales del modelo VAR(2) estimado permiten determinar que el modelo cumple con los supuestos de no autocorrelación, homocedasticidad y normalidad en los errores (Anexo [Tablas A3, A4 y A5](#)).

2 El orden utilizado fue: Bogotá, Medellín, Cali, Barranquilla, Bucaramanga, Pereira y Armenia.

En la [Tabla 6](#) se presentan los resultados de la prueba de causalidad en el sentido de Granger, donde las filas indican la variable dependiente y las columnas la variable explicativa, es decir, la serie que se presenta en cada columna causaría en sentido Granger la serie representada en la fila.

Tabla 6. Prueba de causalidad de Granger (P-Valor).

Ho: X no causa en sentido Granger a Y

Y \ X	Bogotá	Medellín	Cali	Barranquilla	Bucaramanga	Pereira	Armenia
Bogotá	—	0,349	0,391	0,283	0,574	0,534	0,441
Medellín	0,712	—	0,148	0,516	0,536	0,041**	0,985
Cali	0,247	0,635	—	0,214	0,702	0,772	0,505
Barranquilla	0,332	0080*	0,091*	—	0,176	0,661	0,213
Bucaramanga	0,206	0,104	0,940	0,960	—	0,248	0,956
Pereira	0,076*	0,238	0,877	0,340	0,006***	—	0,001***
Armenia	0,522	0,177	0,295	0,242	0,978	0,624	—

(***) Indica el rechazo de la Ho al 1%

(**) Indica el rechazo de la Ho al 5%

(*) Indica el rechazo de la Ho al 10%

Fuente: Elaboración de los autores.

En la evaluación de un efecto difusión los resultados obtenidos reflejan que los precios de vivienda en Bogotá no causan a los de las ciudades que le siguen en importancia, y que estas a su vez tampoco causan los precios de las ciudades de menor importancia. De este modo, la evidencia permite afirmar que no se presenta un efecto difusión regional de precios en el conjunto de ciudades analizado.

Por otro lado, se observa que el precio de vivienda de ninguna de las ciudades causa al precio de Bogotá, que es la ciudad principal. A partir de esto, se concluye que esta ciudad tiene su propia dinámica de mercado, sin verse contagiada por los choques que se presenten en otras ciudades, ni afectar a estas.

Del grupo de ciudades que siguen en importancia a Bogotá, se observa que únicamente los precios de vivienda de Barranquilla son causados, en sentido de Granger, por los de Medellín y Cali. Sin embargo, estas dos últimas no ven afectados sus precios por lo que pueda ocurrir con las demás ciudades del sistema.

Finalmente, para las ciudades de menor jerarquía se tienen resultados heterogéneos. Por una parte, los precios de la vivienda en Pereira son causados por los precios en Bogotá, Bucaramanga y Armenia, reflejando condiciones de dependencia de un mercado más grande, de uno sustituto por condiciones de inversión y por condiciones de cercanía, respectivamente. A su vez, los precios de vivienda en Pereira son los únicos asociados con una ciudad de menor jerarquía que causan los precios de una de mayor importancia, Medellín. Esto puede ser indicio de un efecto de interdependencia regional entre los dos mercados.

Por otro lado, aunque las variaciones en los precios de Bucaramanga y Armenia tienen efectos en otras ciudades, no ocurre lo mismo en el sentido contrario. Esto refleja aún más el interés de realizar un análisis profundo del mercado inmobiliario de estas ciudades, especialmente de Bucaramanga, para encontrar las razones de esta dinámica observada.

5. Conclusiones

En este documento se estudió el efecto de una interrelación regional a través de los precios de vivienda nueva de las siete principales ciudades de Colombia durante el periodo 1999Q2-2013Q3, con el fin de determinar la existencia de convergencia regional y así concluir si existe o no un efecto dominó en el mercado de la vivienda nueva en Colombia.

En primer lugar, los resultados muestran que existe convergencia en el mercado de vivienda a nivel regional. Esto implica que, aunque cada mercado local tiene sus particularidades, la formación de precios de vivienda en cada localización analizada se rige por la misma tendencia de largo plazo. La importancia de esto radica en que la dinámica del sistema de ciudades en cuanto al mercado de vivienda nueva va en la misma dirección, sin importar las características del producto inmobiliario ni la ciudad donde se ubique. De esta forma, la formulación de una política nacional de vivienda tiene sentido aun cuando su implementación se realice en el nivel local.

Los efectos de la relación entre los factores de orden nacional y la política de vivienda se evidencian, no solo en el acceso a este tipo de bienes, sino también en el paisaje urbano. A nivel local la organización espacial de actividades en función de centros de empleo y niveles de ingreso determina la ubicación y características físicas de las viviendas. Sin embargo, la posibilidad de que los hogares tengan acceso depende de las condiciones estructurales de la economía nacional. Entre ciudades también es relevante analizar soportes urbanos como una característica adicional que suma al mercado inmobiliario y la calidad de vida de las personas. Esto porque las decisiones de compra serán determinadas hacia aquellas localizaciones que logren mejor accesibilidad a bienes y servicios urbanos.

En segundo lugar, aunque en Colombia se presente un sistema de ciudades jerarquizado y Bogotá sea el mercado más importante, incluyendo el sector de vivienda, no se presenta efecto difusión (contagio) a otros mercados de vivienda locales. En este sentido cobran mayor importancia las condiciones de formación de precios de orden local y nacional y no la transmisión de choques en el nivel regional. Para el caso específico de Bogotá se establece que, en caso de presentarse variaciones de precios que no se deriven de las condiciones de mercado, estas no se transmitirán a los demás mercados locales. Lo mismo ocurrirá si este fenómeno se presenta en otra ciudad y se esperan efectos en la capital.

Finalmente, los resultados observados para algunas ciudades de menor jerarquía de Bogotá suscitan interés. La evidencia permite reflexionar que para el caso de Barranquilla y Pereira exista competencia con otras ciudades de similar jerarquía, dando mayor relevancia a su propia dinámica de mercado inmobiliario. Sin embargo, esta dinámica va en una dirección, reflejando dependencia de otros mercados, más que una relación de interacción entre ellos.

Si bien este trabajo solo indaga sobre la trayectoria temporal de los precios de vivienda, en futuras investigaciones los resultados hallados aquí pueden ser complementados con un análisis estructural de la composición de cada uno de los mercados locales. Esto con el fin de determinar la existencia de un equilibrio espacial del mercado de vivienda nueva en el país.

Adicionalmente, se podría aplicar una metodología de datos panel para estudiar los efectos interregionales y la convergencia regional de precios de vivienda, al estilo de [Banerjee y Carrion-i-Silvestre \(2015\)](#), quienes desarrollan una prueba de cointegración permitiendo la dependencia cruzada entre los individuos y quiebres estructurales que pueden ser claves para determinar la relación de largo

plazo entre los precios de las ciudades, evitando problemas en las propiedades de tamaño y potencia de las pruebas de cointegración.

Referencias

- Abbott, A., & De Vita, G. (2013). Testing for long-run convergence across regional house prices in the UK: a pairwise approach. *Applied Economics*, 45(10), 1227-1238.
- Abraham, J., & Hendershott, P. Patterns and Determinants of Metropolitan House Prices, 1977 to 1991. *Real Estate and the Credit Crunch*, 18-42.
- Alexander, C. O. (1993). The changing relationship between productivity, wages and unemployment in the UK. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55(1), 87-102.
- Alexander, C., & Barrow, M. (1994). Seasonality and cointegration of regional house prices in the UK. *Urban Studies*, 31, 1667-1689.
- Andre, C., Gil-Alana, L. A., & Gupta, R. (2013). Comovement in Euro Area Housing Prices: A Fractional Cointegration Approach (No. 201359).
- Andrew, M., Meen, G., & Reading Univ. (United Kingdom). Centre for Spatial and Real State Economics (1998). *Modelling regional house prices: a review of the literature*. (Report Prepared for the Department of the Environment, Transport and the Regions, Centre for Spatial and Real Estate Economics, University of Reading).
- Apergjes, N., & Payne, J. E. (2012). Convergence in US house prices by state: evidence from the club convergence and clustering procedure. *Letters in Spatial and Resource Sciences*, 5(2), 103-111.
- Apergjes, N., Simo-Kengne, B., & Gupta, R. (2015). Convergence in provincial-level South African House Prices: Evidence from the club convergence and clustering procedure. *Review of Urban & Regional development studies*, 27(1), 1-17.
- Baffoe-Bonnie, J. (1998). The Dynamic Impact of Macroeconomic Aggregates on Housing Prices and Stock of Houses: A National and Regional Analysis, 197, 179-198.
- Banerjee, A., & Carrion-i-Silvestre, J. (2015). Cointegration in Panel data with Structural Breaks and Cross-Section Dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 30, 1-23.
- Bender, B., & Hwang, H. S. (1985). Hedonic housing price indices and secondary employment centers. *Journal of Urban Economics*, 17(1), 90-107.
- Berg, L. (2002). Prices on the second-hand market for Swedish family houses: correlation, causation and determinants. *European Journal of Housing Policy*, 2(1), 1-24.
- Berry, B. (1976). Ghetto expansion and single-family housing prices: Chicago, 1968?-1972. *Journal of Urban Economics*, 3(4), 397-423.
- Brennan, M., Olaru, D., & Smith, B. (2014). Are exclusion factors capitalised in housing prices? *Case Studies on Transport Policy*.
- Breur, J. B., McNown, R., & Wallace, M. S. (2001). Misleading Inferences from Panel Unit-Root Test with an Illustration from Purchasing Power Parity. *Review of International Economics*, 9(3), 482-493.
- Brueckner, J. K. (1987). The structure of urban equilibria: A unified treatment of the Muth-Mills model. *Handbook of Regional and Urban Economics*, 2, 821-845.
- Chen, P. F., Chien, M. S., & Lee, C. C. (2011). Dynamic modelling of regional house price diffusion in Taiwan. *Journal of Housing Economics*, 20(4), 315-332.

- Chien, M., & Chang Lee, S. J. (2006). The convergence of regional house price: An application to Taiwan. In 9th Joint International Conference on Information Sciences (ICIS-06). Atlantis Press.
- Chien, M.-S. (2008). Structural Breaks and the Convergence of Regional House Prices. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 40(1), 77-88.
- Clapp, J. M., & Pace, R. K. (2001). Residential Land Values and the Decentralization of Jobs. *Real Estate Finance*, 43-61.
- Colwell, P. F., & Munneke, H. J. (1997). The Structure of Urban Land Prices. *Journal of Urban Economics*, 41(3), 321-336.
- Cook, S. (2003). The Convergence of Regional House Prices in the UK. *Urban Studies*, 40, 2285-2294.
- Cook, S. (2005). Regional house price behaviour in the UK: application of a joint testing procedure. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 345(3-4), 611-621.
- Daniels S, C. (1975). The influence of racial segregation on housing prices. *Journal of Urban Economics*, 2(2), 105-122.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with Unit Root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- Dowall, D. E., & Treffeisen, P. A. (1991). Spatial transformation in cities of the developing world: Multinucleation and land-capital substitution in Bogota, Colombia. *Regional Science and Urban Economics*, 21(2), 201-224.
- Drake, L. (1995). Testing for convergence between UK Regional House Prices, *Regional Studies*, 29(4), 357-366.
- Enders, W., & Siklos, P. (2001). Cointegration and threshold adjustment, *Journal of Business and Economic Statistics*, 19, 251-276.
- Engle, R. & Granger, C. (1987) Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55, 251-276.
- Glaeser, E. L., Gyourko, J., & Saks, R. E. (2004). Why Have Housing Prices Gone Up? *The American Economic Review*, 95(2), 329-333.
- Glaeser, E. L. (2008). *Cities, Agglomeration and Spatial Equilibrium*. Oxford: Oxford University Press.
- Glaeser, E. L., Gyourko, J., & Saiz, A. (2008). Housing supply and housing bubbles. *Journal of Urban Economics*, 64(2), 198-217.
- Gregory, A. W., & Hansen, B. E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70, 99-126.
- Harris, J. C. (1989). The effect of real rates of interest on housing prices. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 2(1), 47-60.
- Ho, L. S., Ma, Y., & Haurin, D. R. (2007). Domino effects within a housing market: The transmission of house price changes across quality tiers. *Journal of Real Estate Finance and Economics*.
- Holmes, M. J. (2007). How convergent are regional house prices in the United Kingdom? Some new evidence from panel data unit root testing. *Journal of Economic and Social Research*, 9, 1-17.
- Holmes, M. J., Otero, J., & Panagiotidis, T. (2011). Investigating regional house price convergence in the United States: Evidence from a pair-wise approach. *Economic Modelling*, 28(6), 2369-2376.

- Hu, H., Geertman, S., & Hooimeijer, P. (2014). Amenity value in post-industrial Chinese cities: The case of Nan-jing. *Urban Geography*, 35(3), 420-439.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-With Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.
- Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometría*, 59(6), 1551-1580.
- Kain, J. F., & Quigley, J. M. (1970). Measuring the Value of Housing Quality. *Journal of the American Statistical Association*, 65(330), 532.
- Kau, J. B., & Sirmans, C. F. (1979). Urban land value functions and the price elasticity of demand for housing. *Journal of Urban Economics*, 6(1), 112-121.
- Kim, Y. S., & Rous, J. J. (2012). House price convergence: Evidence from US state and metropolitan area panels. *Journal of Housing Economics*, 21(2), 169-186.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., & Yougcheol, P. S. (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-Elsevier*, 54(1-3), 159-178.
- Lapham, V. (1971). Do Blacks Pay More for Housing? *Journal of Political Economy*, 79(6), 1244.
- Liu, L. H., & Zhang, H. J. (2008). *Housing price ripple effects within cities: a perspective of regional economy three-sector equilibrium model*. (International Seminar on Business and Information Management).
- Luo, Z. Q., Liu, C., & Picken, D. (2007). Housing price diffusion pattern of Australia's state capital cities. *International Journal of Strategic Property Management*, 11(4), 227-242.
- Manchester, J. (1987). Inflation and housing demand: A new perspective. *Journal of Urban Economics*, 21(1), 105-125.
- McDonald, J. F., & Bowman, H. W. (1979). Land value functions: A reevaluation. *Journal of Urban Economics*, 6(1), 25-41.
- McDonald, J. F., & McMillen, D. P. (1990). Employment subcenters and land values in a polycentric urban area: the case of Chicago. *Environment and Planning A*, 22(12), 1561-1574.
- McDonald, J. F., & McMillen, D. P. (1998). Land Values, Land Use, and the First Chicago Zoning Ordinance. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 16(2), 135-150.
- McMillen, D. (1990). Consistent estimation of the urban land value function. *Journal of Urban Economics*, 27(3), 285-293.
- McMillen, D. P., & McDonald, J. F. (1991). Urban land value functions with endogenous zoning. *Journal of Urban Economics*, 29(1), 14-27.
- McMillen, D. P., Jamin, R., & Thorsnes, P. (1992). Selection bias and land development in the monocentric city model. *Journal of Urban Economics*, 31(3), 273-284.
- McMillen, D. P., & McDonald, J. F. (1993). Could zoning have increased land values in Chicago? *Journal of Urban Economics*, 33(2), 167-188.
- McDonald, R., & Taylor, M. P. (1993). Regional House Prices in Britain: Long-Run Relationships and Short-Run Dynamics. *Scottish Journal of Political Economy*, 40(1), 43-55.

- McMillen, D. P. (1996). One hundred fifty years of land values in Chicago: A nonparametric approach. *Journal of Urban Economics*, 40(1), 100-124.
- McMillen, D. P., & McDonald, J. F. (1999). Land use before zoning: The case of 1920's Chicago. *Regional Science and Urban Economics*, 29(4), 473-489.
- Meen, G. (1999). Regional house prices and the ripple effect: a new interpretation. *Housing Studies*, 14, 733-753.
- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, 58, 17-29.
- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Phillips, P. C. B., & Sul, D. (2007). Transition modeling and econometric convergence test. *Econometría*, 75(6), 1771-1855.
- Roback, J. (1980). Wages, Rents and the Quality of Life. *Journal of Political Economy*, 90(6), 1257-1278.
- Rosen, S. (1974). Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. *Journal of Political Economy*, 82(1), 34-55.
- Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregression with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66, 225-250.
- Vansteenkiste, I. (2007). *Regional housing market spillovers in the US lessons from regional divergences in a common monetary policy setting*, 708, 35.
- Yeates, M. H. (1965). Some Factors Affecting the Spatial Distribution of Chicago Land Values, 1910-1960. *Economic Geography*, 41(1), 57.
- Zhang, F., & Morley, B. (2014). The convergence of regional house prices in China. *Applied Economics Letters*, 21(3), 205-208.
- Zhang, H. J., & Liu, L. H. (2009). *Empirical research on housing price ripple effect between China's cities*. (International Conference on Service Science, Management and Engineering).
- Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251-70.
- Zohrabyan, T., Leatham, D. J., & Bessler, D. A. (2008). *Cointegration analysis of regional house prices in US* (No. 48138). Regional Research Committee NC-1014: Agricultural and Rural Finance Markets in Transition.

Anexos

Variables del modelo VAR

LBOG	Log(Bogotá)
LBAR	Log(Barranquilla)
LARM	Log(Armenia)
LBUC	Log(Bucaramanga)
LCAL	Log(Cali)
LMED	Log(Medellín)
LPER	Log(Pereira)

Tabla A1. Prueba de selección de rezagos óptimos para el modelo VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	893,62	NA	1,86e-23*	-32,48527	-30,64659*	-31,78036*
2	943,22	72,49480*	1,98E-23	-32,50841	-28,83106	-31,0986
3	983,04	47,47388	3,60E-23	-32,15521	-26,63919	-30,0405
4	1045,53	57,68238	3,70E-23	-32,67402*	-25,31934	-29,85441

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Tabla A2. Modelo VAR(2) estimado

	LBOG	LBAR	LARM	LBUC	LCAL	LMED	LPER
LBOG(-1)	0,97662 [5,92427]	0,11985 [0,55914]	-0,281308 [-0,76004]	0,018899 [0,06581]	0,48442 [1,50429]	0,002985 [0,02689]	0,191329 [0,42539]
LBOG(-2)	-0,098769 [-0,57340]	0,084426 [0,37695]	0,432239 [1,11765]	0,303601 [1,01175]	-0,55211 [-1,64080]	-0,059829 [-0,51567]	0,468165 [0,99617]
LBAR(-1)	0,177349 [1,39696]	0,64731 [3,92142]	0,467598 [1,64049]	-0,004965 [-0,2245]	0,426496 [1,71975]	0,076714 [0,89713]	0,194054 [0,56025]
LBAR(-2)	-0,191681 [-1,55085]	0,023085 [0,14365]	-0,273076 [-0,98405]	-0,037034 [-0,17200]	-0,368739 [-1,52722]	-0,016726 [-0,20091]	-0,44399 [-1,31662]
LARM(-1)	0,090302 [1,18460]	0,167825 [1,69318]	1,106048 [6,46233]	0,029974 [0,22571]	-0,061323 [0,41180]	-0,003626 [-0,07063]	0,790808 [3,80225]
LARM(-2)	-0,018742 [-0,22580]	-0,54896 [-0,50840]	-0,424662 [-2,27873]	-0,041481 [-0,28687]	0,185445 [1,14370]	-0,005394 [-0,09649]	-0,356627 [-1,57477]
LBUC(-1)	0,043643 [0,49679]	0,18179 [1,59228]	0,036445 [0,18478]	1,028421 [6,72002]	0,008973 [0,05229]	-0,001434 [-0,02424]	-0,520652 [-2,1722]
LBUC(-2)	0,005253 [0,05428]	-0,234637 [-1,86463]	-0,045856 [-0,21104]	-0,150885 [0,89496]	-0,090455 [-0,47846]	0,038951 [0,59753]	0,17163 [0,65000]
LCAL(-1)	0,096255 [1,26652]	-0,036311 [-0,36745]	0,057119 [0,333474]	0,039661 [0,29956]	0,6855 [4,61730]	0,067702 [1,32254]	-0,103539 [-0,49933]
LCAL(-2)	-0,106176 [-1,29265]	-0,124967 [-1,17011]	0,142483 [0,77261]	-0,049362 [-0,34497]	0,200351 [1,24865]	-0,001145 [-0,02070]	0,100268 [0,44742]
LMED(-1)	0,34922 [1,45089]	0,426004 [1,36121]	-0,025893 [-0,04791]	0,441422 [1,05275]	0,447614 [0,95199]	0,591633 [3,64933]	-1,080755 [-1,64574]
LMED(-2)	-0,26664 [-1,31054]	-0,133025 [-0,50284]	-0,330341 [0,72315]	-0,609912 [-1,72079]	-0,344521 [-0,89199]	0,206924 [1,50994]	0,924166 [1,66484]
LPER(-1)	0,003877 [0,06068]	-0,002959 [-0,03561]	0,059707 [0,41620]	-0,121937 [-1,09548]	-0,065668 [0,52612]	0,064922 [1,50851]	0,570105 [3,27027]
LPER(-2)	-0,059521 [-1,04183]	-0,060298 [-0,81171]	0,080035 [0,62395]	0,1591515 [1,60275]	-0,07425 [-0,66529]	0,046598 [1,21093]	0,103061 [0,66118]
R-squared	0,999	0,997	0,993	0,997	0,994	0,999	0,998
Adj.R-squared	0,998	0,996	0,990	0,996	0,992	0,999	0,984
Sum sq.resids	0,011	0,018	0,054	0,032	0,041	0,005	0,079

S.E. equation	0,016	0,021	0,037	0,028	0,032	0,011	0,044
F-statistic	2219,322	958,943	423,718	1039,481	529,858	3611,396	244,900
Log like lihood	153,759	139,581	11,084	123,786	117,601	175,099	99,559
Akaike AIC	-5,176	04,651	-3,559	-4,066	-3,837	-5,967	-3,169
Schwarz SC	-4,661	-4,136	-3,043	-3,550	-3,321	-5,451	-2,653
Mean dependent	4,676	4,681	4,540	4,759	4,594	4,627	4,433
S.D. dependent	0,381	0,326	0,375	0,454	0,364	0,327	0,347
Determinant resid covariance	1,15E-24						
Log like lihood	951,974						
Akaike information criterion	-31,62867						
Schwarz criterion	-28,01903						

Tabla A3. Diagnóstico – Verificación del modelo VAR(2) estimado – No autocorrelación (LM Tests)

Lags	LM-Stat	Prob.
1	75,51089	0,0089
2	86,13703	0,0008
3	49,79403	0,4415
4	41,22935	0,7771
5	46,9315	0,5574
6	32,25601	0,9689
7	58,99979	0,1551
8	44,17686	0,6687

Las probabilidades se derivan de una distribución Chi-cuadrado con 49° de libertad.

Tabla A4. Diagnóstico – Verificación del modelo VAR(2) estimado – Homocedasticidad (Heteroskedasticity Tests – White multivariado)

Chi-sq	df	Prob.
1184.133	1176	0.4282

Tabla A5. Diagnóstico – Verificación del modelo VAR(2) estimado – Normalidad (Cholesky (Lutkepohl) – Jarque-Bera multivariado)

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0,4866	2,09166	1	0,1481
2	-0,0422	0,01576	1	0,9001
3	-0,3003	0,79656	1	0,3721

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
4	-0,4387	1,70017	1	0,1923
5	-0,2183	0,42093	1	0,5165
6	-0,2908	0,74716	1	0,3874
7	0,1505	0,20012	1	0,6546
Joint		5,97236	7	0,543
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3,6148	0,83476	1	0,3609
2	2,6576	0,25884	1	0,6109
3	3,3694	0,30131	1	0,5831
4	3,3547	0,27787	1	0,5981
5	2,9634	0,00295	1	0,9567
6	3,2866	0,18135	1	0,6702
7	2,3141	1,03899	1	0,3081
Joint		2,89606	7	0,8944
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	2,9264	2	0,2315	
2	0,2746	2	0,8717	
3	1,0979	2	0,5776	
4	1,9780	2	0,3719	
5	0,4239	2	0,809	
6	0,9285	2	0,6286	
7	1,2391	2	0,5382	
Joint	8,86841	14	0,8394	

**EFFECTOS DE LAS DECISIONES
DE POLÍTICA DEL BANCO CENTRAL
SOBRE LOS RETORNOS DE LA
BOLSA DE COMERCIO EN CHILE**

**The Effect of Central Bank
Policy Decisions on Stock
Market Returns in Chile**

Andrés A. Acuña, Cristián F. Pinto

Research Article

EFFECTOS DE LAS DECISIONES DE POLÍTICA DEL BANCO CENTRAL SOBRE LOS RETORNOS DE LA BOLSA DE COMERCIO EN CHILE*

The Effect of Central Bank Policy Decisions on Stock Market Returns in Chile

Andrés A. Acuña**, Cristián F. Pinto***

Palabras clave: Estudio de eventos, metas de inflación, política monetaria, retorno accionario, Chile.

Keywords: Event study, inflation targeting, monetary policy, stock returns, Chile.

JEL Codes: E52, E58, G14

Received: 15/05/2015

Accepted: 22/05/2015

Published: 30/06/2015

Resumen

Este paper analiza la respuesta de la Bolsa de Comercio a las decisiones que toma el Banco Central de Chile en cuanto a política monetaria. Utilizamos una metodología diseñada para el estudio de eventos poco frecuentes y datos mensuales desde Septiembre de 2001 hasta Diciembre de 2013 con el fin de estimar el efecto de cambios anticipados y no anticipados en la política monetaria chilena sobre la tasa de interés de los retornos de la Bolsa. En contraste con los resultados de investigaciones en la literatura de Estados Unidos, no encontramos evidencia alguna que demuestre que las sorpresas monetarias afectan los retornos chilenos en la Bolsa.

Abstract

This paper analyzes the stock-market response to monetary policy decisions made by the Central Bank of Chile. We use a methodology designed for the study of low frequency events and monthly data from September 2001 to December 2013 to estimate the effect of anticipated and unanticipated changes in the Chilean monetary policy interest rate on stock returns. In contrast to the research findings in the literature for the U.S., we find no evidence that monetary surprises affect Chilean stock returns.

1. Introducción

Históricamente se ha seguido con interés la relación entre las medidas de política monetaria y los efectos que tienen en los mercados financieros, aun cuando

* El presente artículo es fruto del proyecto del investigación 122417 3/I, financiado por la Dirección de Investigación de la Universidad del Bío-Bío.

** Universidad del Bío-Bío, Concepción, Chile.
Correo electrónico: aacunad@ubiobio.cl

*** Universidad del Bío-Bío, Concepción, Chile.
Correo electrónico: cpinto@ubiobio.cl

las primeras están orientadas a alcanzar objetivos macroeconómicos no directamente relacionados con los mercados financieros. Se ha observado que analistas y *traders* intentan anticipar los posibles movimientos que realizará la autoridad monetaria y ajustan sus estrategias y operaciones de mercado de acuerdo con sus previsiones. Las razones de este interés y sus consecuencias para el mercado de valores y la economía real han llamado la atención del mundo académico, el que ha tratado de encontrar explicaciones acerca de los canales de transmisión de la política monetaria hacia el mercado de capitales, en particular del mercado de acciones.

En el caso del mercado chileno, la prensa financiera ha asimilado las prácticas de los países anglosajones e incluye las previsiones sobre las decisiones de política monetaria de manera importante en sus contenidos informativos. Cabe, por tanto, preguntarse hasta qué punto influyen realmente las decisiones del Banco Central en la rentabilidad de la inversión en acciones. Sobre este particular, es necesario también tener presente que el Banco Central de Chile tiene un objetivo monetario explícito, reflejado en el cumplimiento de una meta de inflación expresamente declarada, y los fundamentos de sus medidas de política son exhaustiva y ampliamente difundidos. En este contexto, las intenciones de las decisiones de política monetaria debieran dejar un escaso margen para la sorpresa, y ser si no del todo, altamente predecibles por los agentes económicos.¹

El presente trabajo entrega una visión empírica sobre la respuesta de los retornos accionarios a la información de la decisión del Comité de Política Monetaria del Banco Central de Chile. En particular, busca mostrar el efecto de las variaciones anticipadas y no anticipadas de la tasa de política monetaria sobre la rentabilidad del mercado accionario chileno bajo un enfoque de metas de inflación. Para comprobar tal relación se emplea el enfoque de estudio de eventos presentada por [Cook y Hahn \(1989\)](#). Adicionalmente, se intenta optimizar las estimaciones del retorno accionario contrastando distintas variantes del modelo GARCH. Este estudio utiliza como indicador de las expectativas del mercado la Encuesta de Expectativas Económicas, realizada mensualmente a un panel de expertos por el Banco Central de Chile.

El artículo se desarrolla de la siguiente forma: la sección 2 presenta la revisión de la literatura sobre la materia; en la sección 3 se desarrolla la metodología del estudio empírico; en la sección 4 se presentan y discuten los principales resultados encontrados, y finalmente, la sección 5 expone las conclusiones del trabajo.

2. El retorno del mercado accionario y la política monetaria

Una de las primeras cuestiones relativas a la relación de la política monetaria y los mercados de acciones fue abordada por [Tobin \(1969\)](#), quien presenta un modelo de equilibrio general del cual extrae la conclusión de que las políticas monetarias, entre otros eventos, pueden alterar la relación entre la valoración (de mercado) de los activos reales y su costo de reemplazo (el coeficiente q del modelo después conocido como “ q de Tobin”). Estas alteraciones pueden ocurrir a través de cambios en las preferencias por activos de los agentes económicos, determinadas por varios factores entre los que menciona las expectativas, la apreciación del riesgo y la actitud frente al riesgo. En esta misma línea, [Rozeff \(1974\)](#) encuentra evidencia de que incrementos en la tasa de crecimiento del dinero incrementan en promedio la rentabilidad de las acciones.

1. Para un análisis de la experiencia del Banco Central de Chile en la implementación de metas de inflación véase [Schmidt-Hebbel y Tapia \(2002\)](#). Por otra parte, para una evaluación de los alcances de la adopción de este enfoque de política monetaria en América Latina y en el mundo véase [Corbo et al. \(2001\)](#) y [Schmidt-Hebbel y Werner \(2002\)](#), respectivamente.

A partir de entonces, la literatura parece coincidir en aceptar la significancia de las medidas de política monetaria en la rentabilidad del mercado accionario, aunque aumentando la diversidad de metodologías para la verificación empírica y, una vez confirmada la existencia del efecto del *shock* monetario, estudiando aspectos ulteriores como las asimetrías en su magnitud según el tamaño de la firma, el sector productivo, o la dirección de la tendencia cíclica de mediano plazo del mercado accionario (*bear market* o *bull market*). Es así como [Thorbecke](#) (1997) aplica una variada gama de metodologías y encuentra con todas ellas evidencia de que las medidas de política monetaria expansiva incrementan los retornos accionarios ex post. Aventura también la utilización de un modelo multifactorial donde confirma la evidencia para los retornos ex ante.

Más recientemente, [Ehrmann y Frazzsch](#) (2004) encuentran evidencia de respuesta heterogénea de los retornos a los eventos de política monetaria, en particular relacionados con el sector productivo específico de la firma, el valor de los activos, el volumen de *cash-flow* y la calificación crediticia. [Guo](#) (2004) concluye que los precios accionarios reaccionan significativamente a cambios no anticipados en la tasa objetivo de la Reserva Federal (Fed), comprobando además el efecto asimétrico según el tamaño de la firma, aunque esta asimetría se verifica solo para periodos de malas condiciones para los negocios (i.e., fines de 1970). [Bernanke y Kuttner](#) (2005) hallan una respuesta fuerte y consistente del mercado accionario a las medidas inesperadas de política monetaria de la Fed, encontrando también diferencias en la magnitud de la respuesta entre distintos sectores productivos.

Por su parte, [Basistha y Kurov](#) (2008) muestran evidencia de que los retornos accionarios responden con mayor intensidad a cambios sorpresivos de la política monetaria en periodos de recesión y en épocas de restricción en el mercado de crédito. En la misma línea, [Jansen y Tsai](#) (2010) se enfocan en la asimetría del impacto de la sorpresa monetaria sobre el retorno accionarios según la tendencia del mercado, encontrando un efecto importante y negativo de los cambios no anticipados en el objetivo de tasa de interés en periodos de tendencia a la baja, independientemente del tamaño, el sector productivo o la capacidad de obtener financiamiento externo, aunque esta última es capaz de mitigar el efecto de una medida contractiva en periodos de mercado a la baja. Alternativamente, [Tsai](#) (2011) innova en la materia al utilizar la metodología Autoregressive Conditional Hazard VAR a fin de construir una medida para la sorpresa monetaria proveniente de la decisión adoptada por la Reserva Federal. De acuerdo a la evidencia encontrada, el mercado accionario es más sensible a las alzas no anticipadas de la tasa objetivo de la Fed que a las reducciones de la misma, sensibilidad que se disipa en las compañías de mayor capitalización.

Todos estos estudios se enfocan en el sistema financiero de los Estados Unidos y en las medidas de la Reserva Federal sobre las tasas de fondos federales. Por esta razón, debe tenerse en consideración que los objetivos de la política monetaria del organismo, contenidos en la *Federal Reserve Act*, contemplan el “promover efectivamente el máximo empleo, precios estables y tasas de interés de largo plazo moderadas”. El hecho de no contener una meta específica de inflación, o una definición cuantitativa de las variables objetivo, y la combinación de empleo y precios estables en los objetivos de la Fed, genera un margen para la generación de expectativas diversas entre los agentes económicos acerca de las intenciones de las medidas de política monetaria en el corto plazo, hacia las cuales apuntan las decisiones del *Federal Open Market Comitee* (FOMC), que son las generadoras de los indicadores de política en los estudios referidos sobre la materia.

En el campo de las metodologías empíricas, que persiguen verificar la relación entre las acciones de política monetaria y su efecto sobre variables económicas reales, [Friedman y Schwartz](#) (1963), y más

tarde [Boschen y Mills](#) (1995), adoptaron un “indicador narrativo”, el cual consiste en la elaboración de un índice de política monetaria con base en información documental, que gradúa el carácter expansivo o contractivo de la política monetaria durante un periodo largo de tiempo, y luego se relaciona este indicador con la evolución de variables reales de la economía. [Bernanke y Blinder](#) (1992) aplicaron la metodología de autorregresión vectorial (VAR) para comprobar el poder predictivo de cambios en la tasa de interés de la Reserva Federal sobre variables reales como el desempleo y la producción industrial. [Cook y Hahn](#) (1989) desarrollaron el estudio de eventos para verificar el efecto de los cambios no anticipados en la tasa objetivo de fondos federales de la Fed sobre la estructura temporal de tasas de interés de mercado.

En el caso de la realidad chilena, existe un número reducido de trabajos que abordan específicamente esta materia. [Muñoz et al.](#) (2007), en un estudio sobre el efecto de cambios brutos en la tasa de interés sobre la rentabilidad de las acciones, concluyen que las medidas de política monetaria tienen importantes efectos en los retornos accionarios en un horizonte de ocho a doce meses, y este efecto es marcado en los sectores de minería e industria, aunque menor en otros sectores. En el ámbito de la comprobación empírica, [Larraín](#) (2007) utiliza la metodología del estudio de eventos para estimar el impacto de una sorpresa monetaria (variación no anticipada de la tasa de interés) sobre la estructura temporal de tasas de interés nominal y real, encontrando un efecto positivo y significativo, validando la eficacia de las decisiones de política monetaria del Banco Central en alterar la curva de rendimiento de mercado en distintos plazos. [Larraín](#) utilizó como indicador del componente anticipado de la variación de la tasa de interés el tramo de corto plazo de la curva de tasas *forward* y, complementariamente, confirma sus conclusiones con los datos de la Encuesta de Expectativas Económicas que lleva a cabo el Banco Central.

3. Metodología del estudio empírico

El presente trabajo utiliza la metodología del estudio de eventos de baja frecuencia² para verificar el efecto de los cambios esperados y no esperados de la tasa de política monetaria en el retorno del mercado accionario, la cual se desarrolla a continuación.

A partir de las reuniones de política monetaria llevadas a cabo mes a mes por el Banco Central de Chile, es posible definir el cambio en la tasa rectora (Δtpm_t) como la diferencia entre la decisión de política monetaria actual (TPM_t) y la estipulada en la reunión inmediatamente anterior (TPM_{t-1}). Es decir:

$$\Delta tpm_t = TPM_t - TPM_{t-1} \quad (1)$$

De acuerdo al enfoque introducido por [Cook y Hahn](#) (1989), es posible descomponer el cambio anterior en sus componentes anticipado (Δtpm_t^a) y no anticipado (Δtpm_t^{na}). Formalmente:

$$\Delta tpm_t = \Delta tpm_t^a + \Delta tpm_t^{na} \quad (2)$$

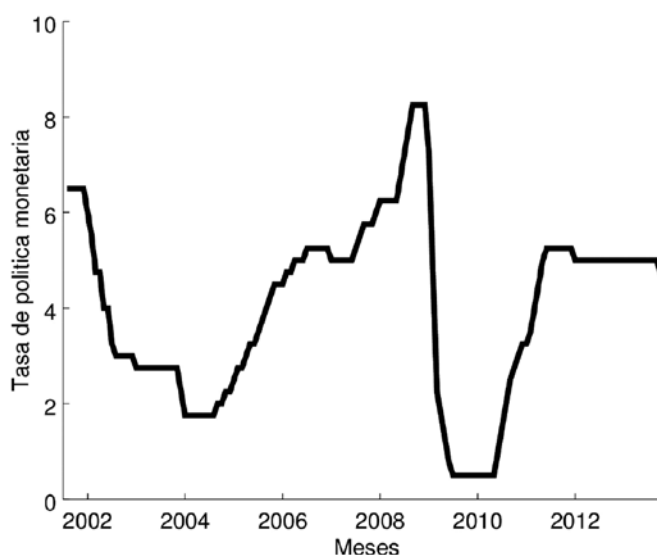
donde el componente anticipado se define como la diferencia entre la expectativa vigente durante el mes en que se realiza la reunión de política y la TPM fijada en la reunión del mes anterior. Esto es:

$$\Delta tpm_t^a = \Delta TPM_t^e - TPM_{t-1} \quad (3)$$

2. Véase [Gurkaynak et al.](#) (2005) para un análisis de los efectos de la política monetaria estadounidense utilizando estudio de eventos de alta frecuencia.

En el presente estudio empírico, la expectativa de los agentes privados respecto de la tasa de política monetaria (ΔTPM_t^e) es capturada a partir de la Encuesta de Expectativas Económicas, la que ha sido aplicada regularmente por el instituto emisor desde septiembre de 2001, tras la nominalización del instrumento monetario. Esta encuesta captura la opinión de un panel de entre 40 y 45 expertos y actores relevantes del ámbito financiero, empresarial y académico chileno, y arroja, entre otras informaciones, la expectativa de los consultados acerca de la TPM que resultará de la próxima Reunión del Comité de Política Monetaria (RCPM). Las decisiones de las RCPM se recopilaron para el periodo septiembre de 2001 a diciembre de 2013, lapso en que se registraron 148 RCPM. De estas, 35 fueron reuniones en las que se resolvió aumentar la TPM, en 93 se decidió mantener, y en 20 se resolvió bajar la TPM, a partir de lo cual se identifican claramente dos subperiodos de marcado sesgo expansivo y dos subperiodos de corte contractivo (ver [Figura 1](#)). Del total de reuniones, en 47 oportunidades la decisión fue diferente a lo esperado por los encuestados.

Figura 1. Evolución de la tasa de política monetaria (TPM) en Chile, meses 2001VIII - 2013 XII



Fuente: Banco Central de Chile.

Por otra parte, los cambios no anticipados en la TPM (i. e., la sorpresa monetaria) se obtienen a partir de la variación real ex post determinada en la RCPM y descontando de ella la variación anticipada por los agentes económicos, tal como es revelada en la Encuesta de Expectativas Económicas. En términos prácticos, el componente no anticipado se obtiene por simple diferencia a partir de la relación (2), es decir:

$$\Delta tpm_t^{na} = \Delta tpm_t - tpm_t^a \tag{4}$$

En orden a evaluar el impacto de las decisiones de política monetaria sobre el retorno del mercado accionario chileno, se propone estimar el siguiente modelo empírico:

$$R_t = \phi_0 + \phi_1 \Delta tpm_t^a + \phi_2 \Delta tpm_t^{na} + \phi_3 \Delta gmcrash + \eta_t \tag{5}$$

Dada la cronología de los eventos³, R_t es la rentabilidad registrada por el mercado accionario entre el día en que se produjo la reunión de política monetaria y el día hábil siguiente; Δtpm_t^a y Δtpm_t^{na} los cambios anticipado y no anticipado de política monetaria, respectivamente; $gmcrasht$, variable *dummy* que captura los episodios de alta turbulencia bursátil registrados en los mercados globales durante el periodo muestral⁴, y η_t el error de estimación.

Las series de retornos utilizadas en el estudio comprenden observaciones diarias de cierre de los índices de mercado amplio IGPA, IPSA e INTER10, los índices clasificados por capitalización IGPA Small e IGPA Large, y los índices sectoriales Banca, Commodities, Construcción e inmobiliario, Consumo, Industrial, Retail y Utilities. Todos ellos son elaborados por la Bolsa de Comercio de Santiago y se encuentran disponibles en su sitio web.⁵

Dado que las series de retornos accionarios presentan asimetría y exceso de curtosis, estos no pueden ser modelados eficientemente utilizando mínimos cuadrados ordinarios (MCO). La literatura econométrica ha planteado una serie de alternativas a MCO para modelar la volatilidad de tales series, la cual se caracteriza por la dependencia y la no correlación de sus observaciones. En la década de los ochenta se introdujo el concepto de heterocedasticidad condicional tras los aportes de [Engle](#) (1982) y [Bollerslev](#) (1986) mediante los modelos ARCH y GARCH, respectivamente.⁶ En años posteriores se introdujeron modificaciones a la especificación original de los citados modelos, entre estas destacan el GARCH integrado (IGARCH) de [Engel y Bollerslev](#) (1986), GARCH en la media (GARCH-M) de [Engel et al.](#) (1987), GARCH exponencial (EGARCH) de [Nelson](#) (1991), y *threshold* GARCH (TGARCH) propuesto inicialmente por [Glosten et al.](#) (1993).

En este sentido, para avalar el enfoque econométrico aplicado en el presente estudio empírico es necesario contrastar la presencia del efecto ARCH en las series de retornos. Para ello se aplica el test del multiplicador de Lagrange propuesto por [Engle](#) (1982), cuyo estadístico se distribuye chi-cuadrado con m grados de libertad. El procedimiento implica estimar la media condicional del retorno diario observado, cuyos residuos al cuadrado son regresionados mediante un proceso autorregresivo de orden m . El coeficiente de determinación, R^2 , de esta última estimación, permite construir el estadístico nR^2 , donde n es el número de observaciones empleadas.

La [Tabla 1](#) reporta los resultados tras la aplicación del contraste a cada uno de los índices accionarios bajo estudio. La lectura del cuadro permite afirmar que todos los índices presentan efecto ARCH de primer orden en adelante, salvo la serie IGPA Small, que lo exhibe desde el tercer rezago. Cabe señalar que el contraste no se limitó a los eventos de política monetaria, sino que se extendió a todo el periodo de análisis, ya que de acotar el periodo muestral se puede inducir a errores al momento de descartar la presencia del efecto ARCH y caracterizar las propiedades estadísticas de las series de retornos.

3. Se debe tener presente que el comunicado de la decisión de la Reunión del Comité de Política Monetaria se hace horas después del cierre de las operaciones bursátiles.

4. Durante el periodo de análisis se consideran los siguientes *crash* bursátiles: burbuja tecnológica del 9 de octubre de 2002, colapso del mercado crediticio estadounidense de la semana del 1 al 10 de octubre de 2008, y el colapso por riesgo de recuperación económica en Estados Unidos que arrastró a los mercados internacionales el 17 de junio de 2009.

5. Ver <http://www.bolsadesantiago.com/Theme/listadoindicesbursatiles.aspx>

6. Para una discusión de los enfoques ARCH, GARCH y sus extensiones posteriores, véase [Hamilton](#) (1994, cap. 21) o [Tsay](#) (2005, cap. 3).

Tabla 1. Estadístico n R2 según índices accionarios de mercado amplio y sectoriales

Índices	Rezagos								
	1	2	3	4	5	10	20	40	60
IGPA	216,26	255,97	310,28	323,64	421,20	523,13	532,25	563,52	571,68
IGPA Small	0,02	0,04	46,22	46,20	46,18	97,59	304,44	394,26	559,88
IGPA Large	95,24	109,30	136,24	148,17	224,13	301,95	306,58	323,37	327,48
IPSA	160,09	191,52	236,45	255,30	375,64	486,32	493,78	516,41	521,59
INTER10	160,27	178,58	213,39	224,25	286,57	421,67	427,99	458,85	467,75
Banca	440,72	455,38	468,19	486,09	488,59	502,78	517,81	524,52	539,79
Commodities	86,65	125,60	152,97	173,06	268,55	370,13	395,38	436,85	464,46
Construcción	122,26	155,62	167,82	170,23	170,13	181,77	201,18	233,32	258,52
Consumo	75,47	163,02	232,38	235,67	262,99	271,33	275,91	299,27	307,68
Industrial	145,39	198,75	221,23	229,60	287,95	306,79	322,06	341,27	354,39
Retail	183,12	212,67	241,71	243,36	312,73	415,63	438,97	451,61	470,38
Utilities	112,85	124,05	165,59	171,18	220,84	312,50	330,35	348,50	357,48

Sobre el fundamento anterior, el modelo empírico representado por (5) es complementado, en primer lugar, por un proceso de heterocedasticidad condicional autorregresivo generalizado de orden (m,s), caracterizado por las siguientes relaciones:

$$\eta_t = \sigma_t \varepsilon_t \tag{6}$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i \eta_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^s \beta_j \sigma_{t-j}^2 \tag{7}$$

donde ε_t es *i.i.d.* $N(0,1)$.

En segundo lugar, la especificación dada por (5) y (6) se estima considerando un GARCH exponencial de orden (m,s), que es descrito como sigue:

$$\ln(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \frac{1 + \beta_1 L + \dots + \beta_{s-1} L^{s-1}}{1 - \alpha_1 L - \dots - \alpha_m L^m} + h(\varepsilon_{t-1}) \tag{8}$$

$$h(\varepsilon_t) = \begin{cases} (\gamma + \delta) \varepsilon_t - \delta E[|\varepsilon_t|] & \text{Si } \varepsilon_t \geq 0 \\ (\gamma - \delta) \varepsilon_t - \delta E[|\varepsilon_t|] & \text{Si } \varepsilon_t < 0 \end{cases} \tag{9}$$

donde L es el operador de rezagos y $E[|\varepsilon_t|] = \sqrt{2/\pi}$ si $\varepsilon_t \sim N(0,1)$.

En tercer lugar, se estima la versión TGARCH del modelo definido, donde la volatilidad condicional se caracteriza de la siguiente forma:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m (\alpha_i \gamma_i D_{t-i}) \eta_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^s \beta_j \sigma_{t-j}^2 \tag{10}$$

donde D_{t-i} es una variable dicotómica que toma el valor 1 si η_{t-i} es menor a 0 y el valor 0 en otro caso.

Finalmente, se estima el retorno accionario bajo un proceso GARCH en la media. Esto requiere modificar el modelo especificado por (5) de manera tal que sea posible vislumbrar si el retorno es influenciado por su volatilidad. En concreto, la nueva especificación es la siguiente:

$$R_t = \phi_0 + \phi_1 \Delta tpm_t^a + \phi_2 \Delta tpm_t^{na} + \phi_3 \Delta gmcrash_t + \phi_4 \sigma_t^2 + \eta_t \quad (11)$$

Los resultados obtenidos a partir de la estimación del modelo planteado bajo las variantes propuestas se discuten en la siguiente sección.

4. Principales resultados

4.1. Índices de mercado amplio

En la [Tabla 2](#) se resume el resultado de las estimaciones para las distintas series de retornos accionarios. Se incluyen las estimaciones para el mercado amplio, IGPA e IPSA, complementado con submuestras diferenciadas de empresas pequeñas (IGPA Small) o grandes (IGPA Large). El índice es generado por la Bolsa de Comercio de Santiago desde enero de 2007 utilizando como criterio de clasificación la capitalización bursátil. El número de observaciones, por tanto, es menor que para la muestra completa, de la cual se verificó el retorno del IPSA (índice selectivo compuesto de los títulos con mayor presencia bursátil). Por último, se ha incluido en este cuadro el índice INTER 10, de acciones que transan títulos en mercados bursátiles externos a través de ADR.

Tabla 2. Estimación GARCH para índices accionarios de mercado amplio y según tamaño de firma

Variables	Índices				
	IGPA	IGPA Small	IGPA Large	IPSA	INTER10
ϕ_0	0,0898* (1,71)	0,0530 (0,82)	0,0748 (1,05)	0,1249* (1,65)	0,1322*** (2,59)
Δtpm^a	-0,0061*** (-220,42)	-0,0072** (-2,29)	-0,0085*** (-3,62)	-0,0076** (-2,05)	-0,0104*** (-5,17)
Δtpm^{na}	0,0033 (1,51)	-0,0008 (-0,26)	0,0067** (2,12)	0,0036 (0,84)	0,0067** (2,28)
$gmcrash$	-2,7009*** (-51,30)	-2,3409*** (-13,66)	-3,3177*** (-22,13)	-3,3104*** (-14,07)	-3,9407*** (-8,57)
Observaciones	148	84	84	148	148
R ² ajustado	24,51	20,88	34,48	26,04	29,01
Estadístico F	8,96	4,65	8,28	9,63	11,01
GARCH (m,s)	(1,1)	(1,1)	(1,1)	(1,1)	(1,1)

Nota: Estadístico z entre paréntesis. *: significativo al 10%. **: significativo al 5%. ***: significativo al 1%.

Los resultados para la muestra completa y retorno accionario amplio muestran tanto para IPSA como IGPA un coeficiente de regresión estadísticamente significativo de alrededor de -0,007 para las variaciones anticipadas de la TPM. Es decir, por cada 100 puntos básicos de crecimiento anticipado de la tasa de interés el retorno del índice al día siguiente cae 0,7%.

Para el caso de los cambios no anticipados de la TPM, contrariamente a lo reportado en la literatura asociada a la Fed, no se encuentra evidencia de respuesta estadísticamente significativa de los retornos accionarios de mercado amplio.

La significancia estadística de los coeficientes de los componentes anticipado y no anticipado se repite en el caso de los retornos clasificados por tamaño de la firma, aunque hay una leve diferencia

de magnitud en la respuesta del componente anticipado, siendo mayor en las compañías de mayor tamaño (-0,0085) que en las más pequeñas (-0,0072).

Para el caso de las compañías agrupadas en el índice INTER 10, se confirma la significancia del componente anticipado (-0,0104). La respuesta del componente no anticipado también es significativo al nivel de 5%, con un valor de 0,0067.

La significancia estadística de la variable *dummy gmcrash* para todas las estimaciones indica que los resultados son sensibles a la inclusión de *outliers* asociados a eventos de extrema turbulencia en los mercados (e. g., *crash* bursátil de octubre de 2008).

En la [Tabla 3](#) se muestran los resultados de la estimación para el modelo GARCH exponencial (EGARCH), los que no difieren en lo esencial de la estimación GARCH, salvo reducir el nivel de significancia en algunos de los coeficientes. En particular, esto acontece con los coeficientes asociados a las variaciones anticipadas de la TPM para los índices clasificados por tamaño. En cuanto a los coeficientes relativos a las variaciones no anticipadas de la TPM, se conserva la significancia al 5% para IGPA Large (0,0074), y no se registra significancia del coeficiente para la serie INTER 10.

Tabla 3. Estimación EGARCH para índices accionarios de mercado amplio y según tamaño de firma

Variables	Índices				
	IGPA	IGPA Small	IGPA Large	IPSA	INTER10
φ_0	0,0906** (2,33)	0,1090** (2,01)	0,1781** (2,40)	-0,0265 (-0,65)	0,1297* (1,91)
Δtpm^a	-0,0054*** (-3,14)	-0,0066*** (-3,76)	-0,0080** (-2,56)	-0,0041* (-1,80)	-0,0068** (-2,21)
Δtpm^{na}	0,0032 (1,61)	0,0021 (1,08)	0,0074** (2,33)	0,0011 (0,40)	0,0018 (0,40)
<i>gmcrash</i>	-1,5583*** (-4,58)	-2,3410*** (-12,36)	-3,8296*** (-12,66)	-2,9767*** (-7,50)	-3,7674*** (-6,04)
Observaciones	148	84	84	148	148
Estadístico F	4,87	4,21	6,05	5,41	9,09
(m,s)	(2,2)	(1,1)	(1,2)	(2,2)	(1,1)

Nota: Estadístico z entre paréntesis. *: significativo al 10%. **: significativo al 5%. ***: significativo al 1%.

En la [Tabla 4](#) se muestra la estimación del modelo *threshold* GARCH (TGARCH). En esta se confirma la significancia de los coeficientes asociados a las variaciones anticipadas de la TPM, con una significancia al 1% para todas las series, con excepción de IGPA Small, la que conserva la significancia al 5% de la estimación TGARCH. En cuanto a los coeficientes asociados a las variaciones no anticipadas de la TPM, los resultados van en la línea de lo obtenido con el modelo EGARCH, siendo solo significativo el coeficiente asociado a la serie IGPA Large (0,0101) a un nivel de significancia del 5%.

Tabla 4. Estimación TGARCH para índices accionarios de mercado amplio y según tamaño de firma

Variables	Índices				
	IGPA	IGPA Small	IGPA Large	IPSA	INTER10
φ_0	0,0489 (1,05)	0,0691 (0,98)	0,1144 (1,24)	0,1465** (2,08)	0,1349*** (12,77)
Δtpm^a	-0,0052*** (-2,45)	-0,0075** (-3,18)	-0,0102*** (-2,77)	-0,0075*** (-3,62)	-0,0099*** (-3,62)
Δtpm^{na}	-0,0024 (-0,93)	0,0034 (1,28)	0,0101** (2,19)	0,0052 (1,25)	0,0042 (0,99)
<i>gmcra</i> sh	-2,5556*** (-18,15)	-2,2210*** (-13,33)	-3,4687*** (-15,89)	-3,3518*** (-18,42)	-3,9414*** (-6,15)
Observaciones	148	84	84	148	148
Estadístico F	6,05	4,31	7,23	8,12	8,06
(m,s)	(2,1)	(1,1)	(1,1)	(1,1)	(2,1)

Nota: Estadístico z entre paréntesis. *: significativo al 10%. **: significativo al 5%. ***: significativo al 1%.

En la [Tabla 5](#) se muestra el resultado de la estimación de un modelo GARCH en la media (GARCH-M). En esta variante se constata la significancia de los coeficientes asociados a las variaciones anticipadas de la TPM, aunque con un nivel de significancia del 10% para la serie de títulos de IGPA Large y para la serie de IPSA, y de 1% para todos los demás casos. En cuanto a los coeficientes asociados a las variaciones no anticipadas de la tasa de política monetaria (TPM), ninguno aparece como estadísticamente significativo. Las estimaciones del parámetro ϕ_4 de la ecuación (11), interpretado en la literatura como indicador de premio al riesgo, al vincular la varianza con el retorno no registran coeficientes significativos para ninguna de las series.

Tabla 5. Estimación GARCH-M para índices accionarios de mercado amplio y según tamaño de firma

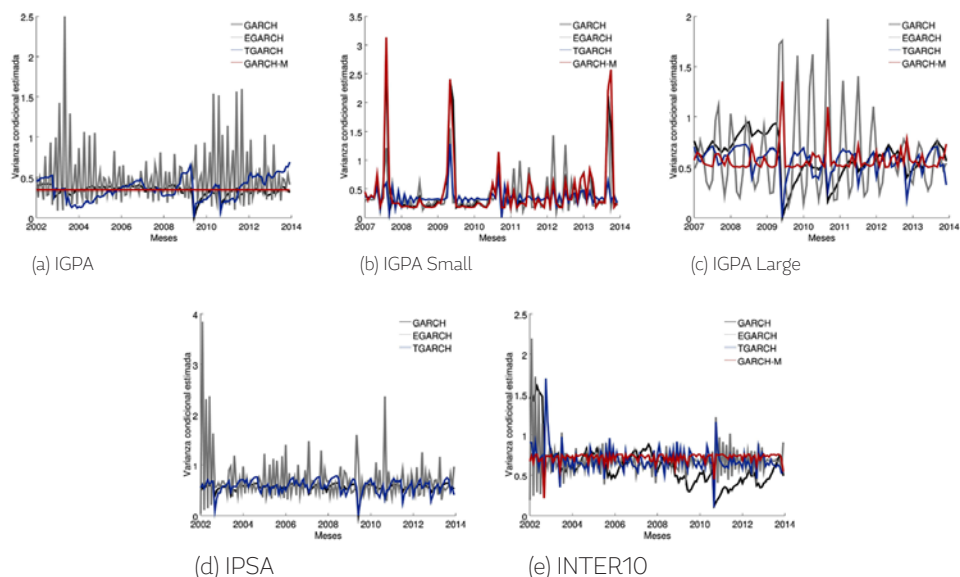
Variables	Índices				
	IGPA	IGPA Small	IGPA Large	IPSA	INTER10
φ_0	-45,3759 (-517,93)	-0,0250 (-0,25)	-0,7782 (-0,64)	-214,9886*** (-162,58)	0,8704* (1,76)
Δtpm^a	-0,0065*** (-3,37)	-0,0072*** (-2,96)	-0,0075* (-1,93)	-0,0037* (-1,82)	-0,0086*** (-2,80)
Δtpm^{na}	0,0033 (0,88)	-0,0009 (-0,27)	0,0049 (0,93)	-0,0014 (-0,29)	0,0045 (1,10)
<i>gmcra</i> sh	-2,5435*** (-14,23)	-2,3907* (-1,95)	-4,2772*** (-5,88)	-3,3229*** (-10,18)	-3,8312*** (-5,97)
φ_4	132,5878 (0,19)	0,1907 (0,67)	1,5018 (0,69)	385,6993 (-)	-1,0112 (-1,40)
Observaciones	148	84	84	148	148
Estadístico F	218,82	35,03	44,69	123,67	43,08
(m,s)	(1,1)	(1,0)	(1,0)	(2,1)	(1,0)

Nota: Estadístico z entre paréntesis. *: significativo al 10%. **: significativo al 5%. ***: significativo al 1%.

Tras la estimación de los modelos anteriores es posible reportar la varianza condicional estimada para cada uno de los índices de mercado amplio. La [figura 2](#) resume dicho proceso, donde la línea negra representa el modelo GARCH, la línea gris el modelo EGARCH, la línea azul el modelo TGARCH y, finalmente, la línea roja el modelo GARCH-M.

Figura 2.

Varianza condicional estimada para índices de mercado amplio mediante modelos GARCH, EGARCH, TGARCH y GARCH-M



4.2 Índices sectoriales

La [Tabla 6](#) muestra los resultados de la estimación del modelo para un conjunto de submuestras sectoriales de títulos elaborados por la Bolsa de Comercio de Santiago, las cuales son una descomposición no exhaustiva de los índices de mercado amplio.

El panorama para la descomposición sectorial es más diverso que lo exhibido por los índices de mercado amplio y los clasificados por capitalización. En los sectores Banca y Construcción-inmobiliario se repite el resultado obtenido en los índices de mercado amplio, el retorno responde de manera significativa a la variación del componente anticipado de la tasa de interés y la respuesta no es significativa para el componente no anticipado.

Tabla 6. Estimación GARCH para índices accionarios sectoriales

	Índices sectoriales						
	Banca	Commodities	Construcción Inmobiliario	Consumo	Industrial	Retail	Utilities
φ_0	0.0559 (0.86)	0.1399 (1.05)	0.0451 (0.34)	0.0440 (1.26)	0.1752 (1.35)	-0.0771 (-0.63)	0.1464* (1.94)
Δtpm^a	-0.0183*** (-6.46)	-0.0102 (-1.39)	-0.0191*** (-2.76)	-0.0023 (-0.91)	-0.0080** (-2.03)	-0.0012 (-0.24)	-0.0135*** (-4.48)
Δtpm^{na}	0.0054 (1.46)	0.0056 (0.79)	0.0009 (0.13)	0.0022 (0.60)	0.0082 (0.99)	-0.0061 (-0.48)	0.0159*** (3.43)
g_{mcrash}	-5.9044*** (-16.31)	-3.1846** (-2.47)	-6.7712*** (-5.13)	-4.2098*** (-19.35)	-3.6061*** (-7.79)	-6.7336*** (-5.30)	-3.5104*** (-9.20)
Observaciones	96	96	96	96	96	96	96
R^2 ajustado	44.79	12.64	24.25	12.52	16.85	18.10	39.13
Estadístico F	12.01	3.75	5.34	3.27	4.85	5.20	11.18
(m,s)	(2,1)	(0,1)	(2,1)	(2,0)	(0,1)	(1,0)	(1,1)

Nota: Estadístico z entre paréntesis. *: significativo al 10%. **: significativo al 5%. ***: significativo al 1%.

En la misma línea, en el sector Industrial el nivel de significancia estadística de la respuesta del componente anticipado es más baja (5%) y la respuesta al componente no anticipado no es significativa.

En los sectores Commodities, Consumo y Retail la respuesta del retorno no es significativa tanto para el componente anticipado como para el componente no anticipado.

Finalmente, la evidencia encontrada para el sector Utilities (Servicios Públicos) indica que la respuesta del retorno a componente anticipado y al componente no anticipado son estadísticamente significativas al 1%. El coeficiente para el componente no anticipado es positivo, indicando que un incremento no anticipado por el mercado en la TPM en realidad incrementó en promedio los retornos de las acciones de las compañías pertenecientes a dicho sector.

El coeficiente de la variable *gmcra*sh, que recoge el factor de turbulencia extrema en el mercado, es significativo en todas las series al 1%, con excepción del sector Commodities, en el que el nivel de significancia es del 5%.

La [Tabla 7](#) muestra las estimaciones del modelo GARCH exponencial (EGARCH) para las series de retornos sectoriales. Los coeficientes correspondientes a las variaciones anticipadas son significativos al 1% para las series de los sectores Banca, Industrial y Utilities, y al 5% para el sector Construcción-inmobiliario. No se evidencia la significancia estadística para los coeficientes de los sectores Commodities, Consumo y Retail. En cuanto a las variaciones no anticipadas de la tasa de política monetaria (TPM), se encuentra significancia estadística al 1% en los coeficientes de los sectores Industrial y Utilities. Para el resto de los sectores el coeficiente no es significativo. El coeficiente de la variable *gmcra*sh es significativo al 1% en todos los sectores, salvo en el sector Commodities, en el cual es significativo al 5%.

Tabla 7. Estimación EGARCH para índices accionarios sectoriales

	Índices sectoriales						
	Banca	Commodities	Construcción Inmobiliario	Consumo	Industrial	Retail	Utilities
φ_0	-0,0051 (-0,07)	0,0560 (0,50)	-0,1721* (-1,91)	0,0280 (0,36)	-0,0032 (-0,07)	-0,0130 (-0,14)	0,2072*** (7,10)
Δtpm^a	-0,0185*** (-6,63)	-0,0028 (-0,54)	-0,0193** (-2,42)	0,0002 (0,07)	-0,0122*** (-5,32)	0,0036 (1,02)	-0,0156*** (-14,21)
Δtpm^{na}	0,0049 (1,45)	-0,0007 (-0,07)	-0,0019 (-0,32)	-0,0001 (-0,02)	0,0107*** (4,71)	-0,0016 (-0,26)	0,0177*** (9,48)
<i>gmcra</i> sh	-6,2342*** (-6,40)	-2,6371** (-2,39)	-5,6370*** (-3,99)	-3,3484*** (-6,54)	-2,8997*** (-4,41)	-6,1620*** (-7,05)	-4,3159*** (-11,05)
Observaciones	96	96	96	96	96	96	96
Estadístico F	10,03	1,85	3,32	2,76	2,19	3,66	6,66
(m,s)	(2,1)	(2,1)	(2,2)	(2,1)	(2,2)	(1,1)	(2,2)

Nota: Estadístico z entre paréntesis. *: significativo al 10%. **: significativo al 5%. ***: significativo al 1%.

En la [Tabla 8](#) se resume el resultado de la estimación de los retornos según el modelo threshold GARCH (TGARCH). Los coeficientes de la variable que recoge las variaciones anticipadas de la TPM son significativos al 1% en las series de los sectores Banca, Construcción-inmobiliario, Industrial y Utilities, mientras que para los sectores de Commodities, Consumo y Retail no son significativos. En cuanto a las variaciones no anticipadas de la TPM, el coeficiente asociado solo aparece como signifi-

cativo para el sector Utilities (al 1%) y para el sector Banca al 10%, no siéndolo para todos los demás. La variable *gmcrash* se muestra a su vez significativa al 1% en todos los sectores.

Tabla 8. Estimación TGARCH para índices accionarios sectoriales

	Índices sectoriales						
	Banca	Commodities	Construcción Inmobiliario	Consumo	Industrial	Retail	Utilities
φ_0	0,0537 (0,67)	0,0497 (0,48)	-0,0722 (-1,39)	0,0630 (0,85)	0,2329*** (24,94)	-0,0227 (-0,22)	0,1340*** (8,50)
Δtpm^a	-0,0156*** (-6,63)	-0,0073 (-1,26)	-0,0207*** (-2,91)	-0,0011 (-0,41)	-0,0061*** (-94,92)	-0,0005 (-0,09)	0,0136*** (-6,07)
Δtpm^{na}	0,0066* (1,91)	0,0028 (0,56)	0,0036 (0,46)	0,0062 (1,29)	0,0061 (1,55)	0,0007 (0,10)	0,0149*** (5,54)
<i>gmcrash</i>	-5,4583*** (-24,09)	-2,4169*** (-4,01)	-7,4130*** (-6,23)	-2,9678*** (-6,34)	-3,5380*** (-2,80)	-6,0826*** (-6,95)	-3,6051*** (-16,76)
Observaciones	96	96	96	96	96	96	96
Estadístico F	12,21	2,06	3,58	3,33	3,16	4,92	9,42
(m,s)	(1,1)	(2,1)	(2,2)	(1,1)	(1,1)	(1,0)	(1,1)

Nota: Estadístico z entre paréntesis. *: significativo al 10%. **: significativo al 5%. ***: significativo al 1%.

La [Tabla 9](#) muestra la estimación utilizando la variante GARCH en la media (GARCHM). En este caso los coeficientes asociados a las variaciones anticipadas de la tasa de política monetaria (TPM) son significativos al 1% para los retornos de los sectores Banca, Construcción-inmobiliario, Industrial y Utilities, no siéndolo para los sectores de Commodities, Consumo y Retail. En el caso de los coeficientes de los cambios no anticipados en la TPM, estos no son significativos para los sectores de Utilities (al 1%) y Banca (al 10%), no siendo significativos en ninguno de los demás. El coeficiente de la variable *gmcrash* aparece como significativo al 1% en todas las series.

Tabla 9. Estimación GARCH-M para índices accionarios sectoriales

	Índices sectoriales						
	Banca	Commodities	Construcción Inmobiliario	Consumo	Industrial	Retail	Utilities
φ_0	-94,5506*** (-188,98)	-0,1140 (-0,33)	-0,6588* (-1,85)	-0,0553 (-0,28)	-0,0491 (-0,13)	-5,8397 (-0,48)	-0,2657 (-0,76)
Δtpm^a	-0,0150*** (-4,27)	-0,0067 (-0,97)	-0,0264*** (-3,66)	-0,0004 (-0,09)	-0,0098 (-1,30)	-0,0038 (-0,45)	-0,0120** (-2,43)
Δtpm^{na}	0,0075 (1,36)	0,0023 (0,26)	0,0097 (1,22)	0,0007 (0,13)	0,0102 (1,51)	-0,0050 (-0,54)	0,0135** (2,12)
<i>gmcrash</i>	-5,6699*** (-19,81)	-2,7641** (-1,99)	-7,6753*** (-8,97)	-3,9778*** (-4,43)	-3,4027*** (-3,15)	-5,9816*** (-7,69)	-3,7573*** (-6,30)
φ_4	133,3105 (-)	0,1656 (0,63)	0,4091** (2,17)	0,1072 (0,38)	0,2028 (0,49)	4,9746 (0,48)	0,9490 (1,21)
Observaciones	96	96	96	96	96	96	96
Estadístico F	396,55	14,72	266,47	119,72	4,00	68,49	104,64
(m,s)	(1,2)	(1,1)	(1,0)	(1,1)	(1,0)	(2,2)	(1,0)

Nota: Estadístico z entre paréntesis. *: significativo al 10%. **: significativo al 5%. ***: significativo al 1%.

Si intentamos resumir los resultados de las estimaciones por sector considerando las cuatro variantes del modelo GARCH que se han utilizado, podemos notar que en el sector Banca el coefi-

ciente asociado a las variaciones anticipadas de la TPM es significativo al 1% en todas las variantes, mientras que el coeficiente vinculado a las variaciones no anticipadas no es significativo en ninguna variante, salvo en TGARCH (al 10%). En el sector de Commodities, ninguno de los coeficientes relacionados con la variación de la TPM, sea anticipada o no anticipada, es significativo. En el sector de Construcción-inmobiliario el coeficiente de las variaciones anticipadas es significativo para todas las variantes del modelo de estimación, mientras que el coeficiente de las variaciones no anticipada no es significativo en ninguna de las variantes. El sector de Consumo no presenta coeficientes significativos para las variaciones anticipadas ni para las no anticipadas. El sector Industrial presenta un coeficiente significativo para las variaciones anticipadas en tres de las cuatro variantes del modelo de estimación, y un coeficiente significativo para las variaciones no anticipadas en una de los cuatro variantes. En el sector de Retail ninguno de los coeficientes relacionados con la variación de la TPM, sea anticipada o no anticipada, es significativo. El sector de Utilities presenta coeficientes significativos tanto para las variaciones anticipadas como para las no anticipadas de la tasa de interés de política monetaria (TPM) en todas las variantes del modelo de estimación. Todas las series de retornos sectoriales evidenciaron coeficientes significativos respecto de la variable *gmcrash*, que captura la presencia de turbulencia extrema en los precios del mercado accionario de referencia.

Tabla 10. Resumen de significancia de coeficientes para índices accionarios sectoriales según las variantes del modelo de estimación empleadas en el estudio empírico

	Índices sectoriales						
	Banca	Commodities	Construcción Inmobiliario	Consumo	Industrial	Retail	Utilities
Δtpm^a							
GARCH	***		***		**		***
EGARCH	***		**		***		***
TGARCH	***		***		***		***
GARCH-M	***		***				**
Δtpm^{na}							
GARCH							***
EGARCH							***
TGARCH	*						***
GARCH-M							**
<i>gmcrash</i>							
GARCH	***	**	***	***	***	***	***
EGARCH	***	**	***	***	***	***	***
TGARCH	***	***	***	***	***	***	***
GARCH-M	***	**	***	***	***	***	***
φ_4							
GARCH-M			**				

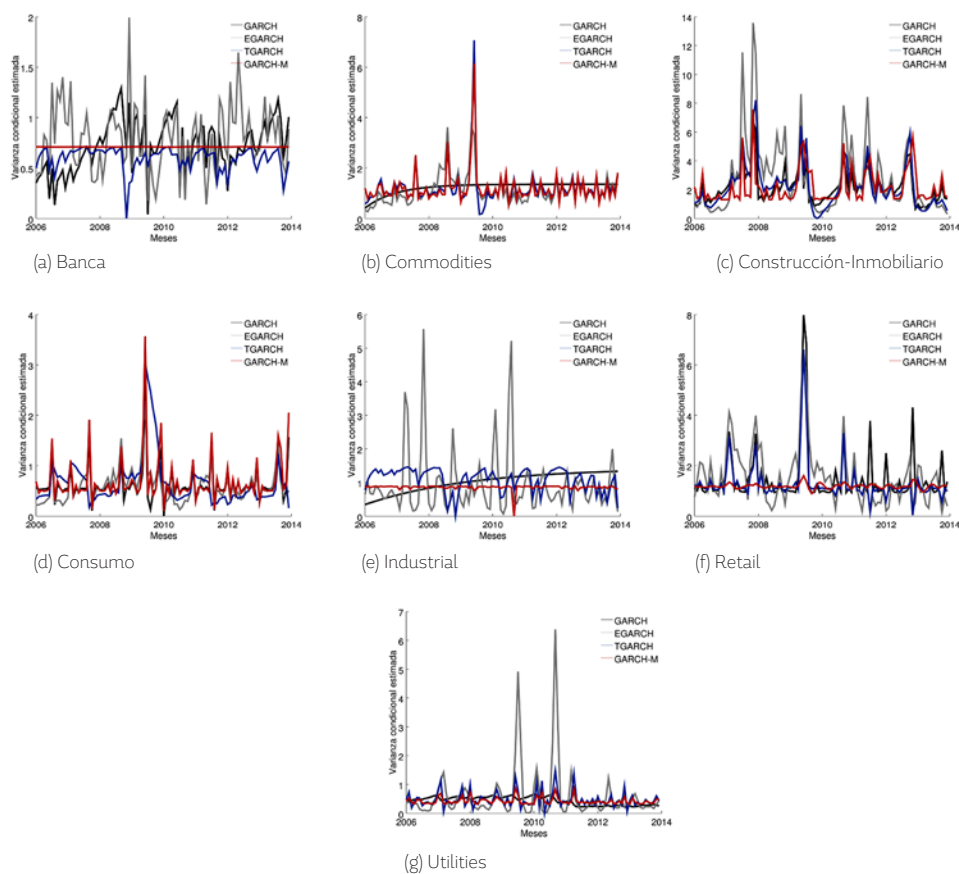
Nota: *: significativo al 10%. **: significativo al 5%. ***: significativo al 1%.

Se presenta un resumen de la significancia de los coeficientes en la [Tabla 10](#). Como se puede apreciar, el comportamiento sectorial de los retornos tiene tres tipos. En primer lugar, los sectores Banca, Construcción-inmobiliario e Industrial presentan en general coeficientes significativos para las variaciones anticipadas de la tasa de política monetaria, mientras que para las variaciones no anticipadas los coeficientes no son significativos. En segundo lugar, los sectores de Commodities, Consumo y Retail no presentan coeficientes significativos, tanto para las variaciones anticipadas como

para las no anticipadas. Por último, el sector Utilities presenta coeficientes significativos para ambos tipos de variaciones de la TPM, las anticipadas y las no anticipadas. Cabe también notar que el sector Construcción-inmobiliario fue el único en presentar un coeficiente significativo para la variable ϕ_4 que captura, en el modelo GARCH en la media, la relación entre varianza y retorno, y que puede ser visto como el premio por riesgo de ese sector.

Finalmente, la [figura 3](#) exhibe la varianza condicional estimada para los índices sectoriales del mercado chileno. En esta figura nuevamente los modelos GARCH, EGARCH, TGARCH y GARCH-M son representados por las líneas de color negro, gris, azul y rojo, respectivamente.

Figura 3. Varianza condicional estimada para índices sectoriales mediante modelos GARCH, EGARCH, TGARCH y GARCH-M.



5. Conclusiones

En este estudio se buscó evidencia sobre la significancia y magnitud de los efectos de cambios anticipados y no anticipados de las acciones de política monetaria en las rentabilidades de los índices accionarios bajo un esquema de metas de inflación. Para ello, se verificó la respuesta de los retornos de índices accionarios amplios y clasificados por tamaño y sector productivo a las variaciones anticipadas y no anticipadas de la tasa de política monetaria, discriminadas según los datos de la Encuesta de Expectativas del Banco Central de Chile.

Se encontró evidencia estadísticamente significativa de la respuesta de los retornos accionarios ante cambios anticipados de la tasa de política monetaria en los retornos accionarios. Lo anterior, tanto

para los índices de mercado amplio, como para los índices clasificados por tamaño y para los índices sectoriales, con excepción de los sectores Commodities, Consumo y Retail.

No se encontró evidencia estadísticamente significativa de la respuesta de los retornos accionarios ante cambios no anticipados de la tasa de política monetaria para el caso de los índices de mercado amplio, los clasificados por capitalización bursátil, y para los índices sectoriales, con excepción del índice de acciones de empresas de mayor tamaño del IGPA (IGPA Large), y de las empresas clasificadas en el sector de Utilities (Servicios Básicos). Este resultado es contrapuesto a lo señalado ampliamente en la literatura basada en las medidas de política de la Fed.

En general, es posible afirmar que para el caso chileno no se encuentra evidencia de que los eventos no anticipados de política monetaria produzcan una respuesta significativa en los retornos accionarios cuando se emplean las predicciones reveladas por los agentes económicos como una aproximación de las expectativas del mercado. Una explicación para este resultado puede radicar en que los objetivos de política monetaria objetivizados, cuantificados y con horizontes explícitos del Banco Central de Chile, junto con una consistencia en la fundamentación de sus decisiones a lo largo del tiempo, han inducido a los agentes económicos a no sobre-reaccionar ante las decisiones del Comité de Política Monetaria. El bajo número de episodios de sorpresa y la escasa cuantía de las diferencias de predicción apoyan esta idea. Distinto sería el caso de las decisiones de la Reserva Federal, que no están objetivizadas, no tienen horizontes definidos, y tienen la contraposición de los objetivos de empleo y estabilidad de precios en el corto plazo, generando más espacio para la formación de expectativas diversas por parte de los agentes económicos.

Cabe sí mencionar que las conclusiones precedentes no se aplican de manera uniforme según los diferentes sectores productivos representados en el mercado accionario. Es así como los retornos de los sectores de Commodities, Consumo y Retail no presentan respuesta significativa a los cambios de la TPM, ya sean anticipados o no anticipados. En el sector de Utilities (Servicios Básicos), en tanto, la respuesta del retorno de las acciones es significativa tanto para los cambios anticipados como para los no anticipados en la tasa de política monetaria. Estos resultados sugieren la necesidad de una investigación más profunda para arribar a una adecuada interpretación de los mismos.

Referencias

- Basistha, A., & Kurov, A. (2008). Macroeconomic cycles and the stock market's reaction to monetary policy. *Journal of Banking and Finance*, 32, 2606-2616.
- Bernanke, B. S., & Blinder, A. S. (1992). The Federal funds rate and the channels of monetary transmission. *American Economic Review*, 82(4), 901-921.
- Bernanke, B. S., & Kuttner, K. N. (2005). What explains the stock market's reaction to Federal Reserve policy? *Journal of Finance*, 60(3), 1221-1257.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327.
- Boschen, J. F., & Mills, L. O. (1995). The relation between narrative and money market indicators of monetary policy. *Economic Inquiry*, 33(1), 24-44.
- Cook, T. & Hahn, T. (1989). The effect of changes in the Federal funds rate target on market interest rates in the 1970s. *Journal of Monetary Economics*, 24, 331-351.

- Corbo, V., Landerretche, O., & Schmidt-Hebbel, K. (2001). Assessing inflation targeting after a decade of world experience. *International Journal of Finance & Economics*, 6(4), 343-368.
- Ehrmann, M., & Fratzscher, M. (2004). Taking stock: Monetary policy transmission to equity markets. *Journal of Money, Credit and Banking*, 36(4), 719-737.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometría*, 50(4), 987-1007.
- Engle, R. F., & Bollerslev, T. (1986). Modelling the persistence of conditional variances. *Econometric Reviews*, 5(1), 1-50.
- Engle, R. F., Lilien, D. M., & Robins, R. P. (1987). Estimating time varying risk premia in the term structure: The Arch-M model. *Econometría*, 55(2), 391-407.
- Friedman, M., & Schwartz, A. (1963). *A monetary history of the United States, 1867-1960*. New Jersey, USA: Princeton University Press.
- Glosten, L. R., Jagannathan, R., & Runkle, D. E. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *Journal of Finance*, 48(5), 1779-1801.
- Guo, H. (2004). Stock prices, firm size, and changes in the federal funds rate target. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 44, 487-507.
- Gurkaynak, R. S., Sack, B., & Swanson, E. T. (2005). Do actions speak louder than words? The response of asset prices to monetary policy actions and statements. *International Journal of Central Banking*, 1(1), 55-93.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis*. New Jersey, USA: Princeton University Press.
- Jansen, D. W., & Tsai, C. (2010). Monetary policy and stock returns: Financing constraints and asymmetries in bull and bear markets. *Journal of Empirical Finance*, 17(5), 981-990.
- Larraín, M. (2007). Sorpresas de política monetaria y la curva de rendimiento en Chile. *Economía Chilena*, 10(1), 37-50.
- Muñoz, J. A., Recabal, C. A., & Acuña, A. A. (2007). La política monetaria y su impacto sobre los retornos reales del mercado bursátil chileno. *Horizontes Empresariales*, 6(2), 9-29.
- Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometría*, 59(2), 347-370.
- Rozeff, M. S. (1974). Money and stock prices: Market efficiency and the lag in effect of monetary policy. *Journal of Financial Economics*, 1(3), 245-302.
- Schmidt-Hebbel, K., & Tapia, M. (2002). Inflation targeting in Chile. *North American Journal of Economics and Finance*, 13(2), 125-146.
- Schmidt-Hebbel, K., & Werner, A. (2002). Inflation Targeting in Brazil, Chile, and Mexico: Performance, Credibility, and the Exchange Rate. *Economía*, 2(2), 31-89.
- Thorbecke, W. (1997). On stock market returns and monetary policy. *Journal of Finance*, 52(2), 635-654.
- Tobin, J. (1969). A general equilibrium approach to monetary theory. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1(1), 15-29.
- Tsai, C. (2011). The reaction of stock returns to unexpected increases in the federal funds rate target. *Journal of Economics and Business*, 63(2), 121-138.
- Tsay, R. S. (2005). *Analysis of financial time series*. New Jersey, USA: John Wiley & Sons.

**EFFECTO DE UN ESTADIO DEPORTIVO
EN LOS PRECIOS DE ARRENDAMIENTO
DE VIVIENDAS: UNA APLICACIÓN
DE REGRESIÓN PONDERADA
GEOGRÁFICAMENTE (GWR)**

**The Effect of a Sports
Stadium on Housing Rents: An
Application of Geographically
Weighted Regression (GWR)**

Jorge Enrique Agudelo Torres, Gabriel
Alberto Agudelo Torres, Luis Ceferino Franco
Arbeláez, Luis Eduardo Franco Ceballos

Research Article

EFFECTO DE UN ESTADIO DEPORTIVO EN LOS PRECIOS DE ARRENDAMIENTO DE VIVIENDAS: UNA APLICACIÓN DE REGRESIÓN PONDERADA GEOGRÁFICAMENTE (GWR)

The Effect of a Sports Stadium on Housing Rents: An Application of Geographically Weighted Regression (GWR)

Jorge Enrique Agudelo Torres*, Gabriel Alberto Agudelo Torres**, Luis Ceferino Franco Arbeláez***, Luis Eduardo Franco Ceballos****

Resumen

Los investigadores han determinado que los precios de bienes raíces varían de forma continua en función de las características espaciales. En este estudio examinamos si la regresión ponderada geográficamente (GWR) ofrece estimaciones diferentes de los efectos de los precios alrededor de un estadio deportivo a los de las técnicas más tradicionales de regresión. Encontramos que el estadio tiene un efecto externo negativo sobre los alquileres de vivienda que se extiende 560 metros lineales mediante la aplicación de GWR con precios hedónicos, en contraste con el efecto externo positivo sobre los alquileres de vivienda encontrada usando una técnica de estimación convencional.

Abstract

Researchers have determined that real estate prices vary in continuous ways as a function of spatial characteristics. In this study we examine whether geographically-weighted regression (GWR) provides different estimates of price effects around a sports stadium than more traditional regression techniques. We find that an application of GWR with hedonic prices finds that the stadium has a negative external effect on housing rents that extends outward 560 meters, in contrast to the positive external effect on housing rents found using a conventional estimation technique.

1. Introducción

Desde los años cincuenta del siglo pasado se ha estudiado el comportamiento de la propiedad raíz, en temas relacionados con su valorización y rentabilidad (Dewey & DeTuro, 1950; Beaty, 1952). Solo a partir de los primeros años de la década de

Palabras clave: Alquiler de viviendas; Regresión ponderada geográficamente; Colombia.

Keywords: Housing Rents, Geographically Weighted Regression; Colombia

JEL Codes: C33; C51; C21, C53.

Received: 26/02/2015

Accepted: 24/04/2015

Published: 30/06/2015

* Instituto Tecnológico Metropolitano – ITM, Medellín, Colombia. Email: agudelotorres@hotmail.com

** Instituto Tecnológico Metropolitano – ITM, Medellín, Colombia. Email: albertoagudelo@itm.edu.co

*** Instituto Tecnológico Metropolitano – ITM, Medellín, Colombia. Email: luisfranco@itm.edu.co

**** Instituto Tecnológico Metropolitano – ITM, Medellín, Colombia. Email: luisefranco@itm.edu.co

los setenta comenzaron a establecerse relaciones funcionales entre los precios de los inmuebles y sus características ([Rosen, 1974](#)), tomando como referencia el trabajo pionero de [Lancaster](#) (1966) titulado “Una nueva aproximación a la teoría del consumidor”. Según él, la utilidad de los bienes está definida por sus características. A partir de esta teoría varios autores clasificaron las características de los inmuebles con el fin de evitar sesgos de especificación o errores de omisión de variables relevantes en los modelos. Fue así como [Can](#) (1992) clasificó los atributos del inmueble en: características estructurales, que son aquellas inherentes al bien; características del vecindario, que son las relacionadas con el entorno de la propiedad, y la fecha de recolección de datos, que es una numeración asociada a la fecha de la transacción comercial con el fin de evitar sesgos relacionados con el valor presente del inmueble. Por otra parte, autores como [Basu y Thibodeau](#) (1998) clasificaron los atributos del inmueble según aspectos relacionados con el terreno, el uso del suelo, las mejoras, la accesibilidad, la cercanía de externalidades y la época de recolección de los datos, todo esto con el fin de evitar problemas por omisión de variables relevantes en los modelos.

[Sheppard](#) (1999) resaltó la importancia del análisis de precios hedónicos en el mercado de vivienda a pesar de las dificultades asociadas a la estimación de las funciones, la existencia de datos inadecuados y el empleo de variables proxy cuando no están disponibles algunos datos relacionados con las características de los inmuebles. Adicionalmente, en este tipo de análisis existen algunas dificultades, ya que en el contexto de la econometría tradicional se omite la variabilidad que genera en los datos su ubicación espacial. Esto puede generar la aparición de dos problemas en el modelo ([Anselin, 1988](#)): uno relacionado con la dependencia espacial de los datos y otro asociado con la heterogeneidad espacial, según la cual los parámetros y las formas funcionales no son constantes en el espacio.

En este contexto marcado por datos dependientes y heterogéneos espacialmente, la técnica de regresiones geográficamente ponderadas o GWR incorpora en la modelación las características espaciales de los datos, permitiendo la existencia de coeficientes de regresión que varían de acuerdo a su ubicación geográfica.

En los últimos años se han realizado algunos estudios del mercado de la propiedad raíz a través de la técnica GWR. Una de las primeras aplicaciones conocidas fue la de [Yu](#) (2004), quien analizó el mercado de la propiedad raíz en Milwaukee, Wisconsin (EE. UU.), empleando un poco más de 3.400 datos provenientes del registro de propiedades maestras, en 2003, de la ciudad. En el modelo especificado, el precio de los inmuebles fue explicado por variables como la edad del inmueble, el área, el número de baños, la existencia de aire acondicionado y los suelos imperfectos. Los resultados se obtuvieron empleando la técnica GWR: el primero está relacionado con la edad de las viviendas, que en algunos casos reduce el valor del inmueble y en otros lo agrega como resultado del valor histórico de las propiedades; el segundo resultado indica que, a excepción del área del inmueble, las demás características son estadísticamente significativas o no dependiendo de la ubicación geográfica. El último resultado permite concluir que la proximidad de las propiedades al lago Michigan hace que sus precios sean superiores.

Posteriormente [Bitter, Mulligan y Dall'erba](#) (2006) estudiaron el mercado inmobiliario de Tucson, Arizona (EE. UU.), a través del procesamiento de un poco más de 11.000 datos, con los que estimaron un modelo GWR de precios hedónicos en el que el precio de venta del inmueble era explicado por variables como el área del lote, el área construida, la calidad, la historia y la edad de la vivienda, obteniendo como resultado un alto poder explicativo, en el que todas las variables resultaron ser estadísticamente significativas.

[Selim](#) (2009) analizó los determinantes de los precios de las viviendas en Turquía empleando 5.741 datos correspondientes a la encuesta de presupuestos familiares de 2004. Para ello utilizó modelos de precios hedónicos a partir de la técnica GWR y de las redes neuronales artificiales, encontrando que el tipo, área y número de habitaciones de la vivienda, así como la existencia de piscina y características de localización de la misma, afectan significativamente el precio de los inmuebles.

[Lu, Charlton y Fotheringham](#) (2011) emplearon regresiones geográficamente ponderadas con distancias no euclidianas para analizar los precios de las viviendas en Londres, a fin de evitar el impacto que tienen las barreras naturales o físicas en las ecuaciones cuando se emplean distancias euclidianas. Los resultados muestran que las distancias no euclidianas mejoran las estimaciones, aunque en unos niveles muy bajos, como lo muestran los valores de los coeficientes de determinación de las ecuaciones.

Los trabajos realizados empleando la técnica GWR en el sector inmobiliario son pocos. Sin embargo, los estudios existentes ponen de relieve la importancia de esta técnica, ya que permite identificar cambios en los signos y en las magnitudes de los parámetros conforme varían en el espacio, así como la significancia de cada una de las ecuaciones del modelo.

[Hernández](#) (2013), analizando la valoración de la vivienda en Medellín (Colombia), afirmó que el barrio Estadio pasó de ser un envidiado sector de clase media-alta y alta a una especie de gueto que se ha ido pauperizando con los años, en el que sus cómodas residencias se han devaluado hasta en un 50% y donde los días de fecha futbolera son un castigo.

En este artículo se investiga la influencia del estadio Atanasio Girardot en los cánones de arrendamiento de vivienda en su entorno, por medio de una aplicación de la regresión geográficamente ponderada, en el contexto de precios hedónicos. Para esto, se emplean los datos proporcionados por la Lonja de Propiedad Raíz de Medellín y Antioquia, correspondiente a un estudio sobre las viviendas disponibles para arrendamiento en el barrio Estadio de Medellín durante el año 2010.

Después de esta introducción, en el artículo se presenta la metodología de regresión geográficamente ponderada; luego, se explican las características del caso de estudio y de los datos empleados; posteriormente, se presentan los resultados del estudio, su interpretación y algunas conclusiones relevantes.

2. Metodología

En los modelos econométricos tradicionales usualmente se considera una regresión del tipo:

$$y_i = \beta_0 + \sum_k \beta_k \chi_{ik} + \varepsilon_i \quad (1)$$

O en forma matricial:

$$y = X\beta + U$$

donde:

y: Vector de dimensión de n observaciones de la variable endógena.

X : Matriz de dimensión, donde $k-1$ es la cantidad de variables exógenas del modelo.

β : Vector de dimensión de parámetros de las variables exógenas.

U : Vector de dimensión de perturbaciones aleatorias ruido blanco.

Utilizando el método de mínimos cuadrados ordinarios o el de máxima verosimilitud se puede obtener un estimador adecuado del vector de parámetros β :

$$\hat{\beta} = (X^T X)^{-1} X^T Y \quad (2)$$

Sin embargo, para variables que presentan el fenómeno de dependencia espacial debe utilizarse otro tipo de modelos llamados modelos econométricos espaciales, entre los cuales se encuentran los obtenidos por medio de regresiones geográficamente ponderadas, las cuales permiten estimar modelos locales para cada una de las observaciones:

$$y_i = \beta_0(u_i, v_i) + \sum_k \beta_k(u_i, v_i) \chi_{ik} + \Sigma \quad (3)$$

donde (u_i, v_i) representan las coordenadas que describen la ubicación geográfica de la observación.

Mediante métodos de estimación tales como el de máxima verosimilitud o el de mínimos cuadrados ordinarios es posible estimar el vector de parámetros $\beta(u_i, v_i) = [\beta_0(u_i, v_i) \beta_1(u_i, v_i) \dots \beta_k(u_i, v_i)]^T$, como se describe a continuación.

En el modelo lineal general $Y = X\beta + U$; premultiplicando por una matriz de ponderaciones T no singular, se obtiene:

$$TY = TX\beta + TU$$

La matriz de varianzas y covarianzas de TU es:

$$\sum_{TU} = E[(TU - E(TU))(TU - E(TU))^T]$$

Como $E(TU) = TE(U) = 0$, se tiene:

$$\begin{aligned} \sum_{TU} &= E[TU(TU)^T] \\ \Rightarrow \sum_{TU} &= E[TUU^T T^T] \\ \Rightarrow \sum_{TU} &= TE[UU^T]T^T \end{aligned} \quad (4)$$

En los modelos donde se utilizan datos con dependencia espacial se introduce naturalmente la heterocedasticidad (Chasco, 2003). Por lo tanto, asumiendo que este fenómeno se encuentra presente, se tiene:

$$\sum_U = E[UU^T] = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \sigma_n^2 \end{bmatrix} = \sigma^2 W^{-1}, \text{ con } W^{-1} \neq I \quad (5)$$

Y entonces,

$$\begin{aligned} \sum_{TU} &= T\sigma^2 W^{-1} T^T \\ &= \sigma^2 TW^{-1} T^T \end{aligned} \quad (6)$$

De la ecuación (6) se deduce que para que no exista heterocedasticidad en el modelo es necesario que $TW^{-1} T^T$. Despejando la matriz W , se obtiene:

$$W = T^T T \quad (7)$$

Como el modelo lineal general considerado es $TY = T\beta + TU$, el estimador de β es:

$$\begin{aligned} \hat{\beta} &= ((TX)^T TX)^{-1} (TX)^T (TY) \\ \Rightarrow \hat{\beta} &= (X^T T^T TX)^{-1} X^T T^T Y \\ \Rightarrow \hat{\beta} &= (XTWX)^{-1} X^T WY \end{aligned}$$

Por consiguiente, el estimador para el vector de parámetros $\beta(u_r, v_r)$ es:

$$\hat{\beta}(u_r, v_r) = (X^T W(u_r, v_r) X)^{-1} X^T W(u_r, v_r) Y \quad (8)$$

donde $W(u_r, v_r)$ es la matriz de pesos espaciales de dimensión $(n \times n)$ de la observación correspondiente a las coordenadas (u_r, v_r) . Las componentes W_{ij} de dicha matriz son calculadas a partir de una función kernel, usualmente la función gaussiana, la cual asigna una mayor ponderación a las observaciones más cercanas y una de cero si la distancia entre las dos observaciones supera la distancia b , conocida como el ancho de banda.

$$W_{ij} = \begin{cases} \exp\left[-\frac{1}{2} \left(\frac{d_{ij}}{b}\right)^2\right] & \text{si } d_{ij} < b \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases} \quad (9)$$

donde d_{ij} es la distancia euclidiana entre el punto con coordenadas (u_r, v_r) y el punto con coordenadas (u_r, v_r) .

El parámetro b es calculado mediante el criterio de validación cruzada (CV):

$$CV = \min_b \sum_{i=1}^n [y_i - \hat{y}_i(b)]^2$$

3. Caso de estudio

El barrio Estadio es un sector de estrato medio alto y tamaño medio ubicado en el centro-occidente de Medellín, Colombia, el cual contaba en 2010, según la alcaldía de la ciudad, con 1.990 viviendas, de las cuales 1.907 se encontraban catalogadas como estrato 5 y 83 como estrato 4.

La estructura urbana del barrio Estadio es heterogénea, con predominio de inmuebles residenciales bifamiliares, trifamiliares y multifamiliares construidos, en su mayoría, en los últimos quince años

en el centro del barrio. En el contorno se encuentran vías con usos comerciales importantes como la carrera 74, a lo largo de la cual se encuentra un centro comercial poco consolidado, gimnasios, bancos y frente a ellos la unidad deportiva dentro de la que se encuentra el estadio Atanasio Girardot; la carrera 80, que cuenta con una estación del metro, una estación de gasolina, bancos y numerosos restaurantes; la calle 50, que presenta usos comerciales variados y separa el barrio de una instalación militar; y finalmente, la calle 48, que presenta usos comerciales tradicionales y separa el barrio del viaducto del metro de la ciudad.

Con el desarrollo de la ciudad, a principios del siglo pasado se decidió la construcción del estadio de fútbol municipal, que fue inaugurado en 1953 y al cual fueron añadiéndosele múltiples escenarios deportivos, generando un cambio urbanístico en las zonas aledañas que pasaron de ser netamente residenciales a convertirse en una mezcla residencial-comercial, particularmente sobre las vías que limitan directamente con la unidad deportiva. En la unidad deportiva se encuentran, además del estadio Atanasio Girardot, el coliseo cubierto Iván de Bedout, el diamante de béisbol Luis Alberto Villegas, el estadio de atletismo Alfonso Galvis Duque, el coliseo auxiliar Yesid Santos y un conjunto de piscinas construidas con ocasión de los Juegos Suramericanos de 2010.

En los últimos años ha habido discusiones respecto al papel que desempeña el estadio en la ciudad, toda vez que pasó de ser una zona de encuentro en torno al deporte, a convertirse en un lugar poco recomendado cuando se juegan partidos de fútbol, ya que los fanáticos de los equipos continuamente protagonizan disturbios dentro del estadio y en sus alrededores, lo que en algunos casos ha ocasionado la muerte de varios de ellos. En los últimos años estos hechos han evolucionado a tal punto que algunos de los residentes han decidido cambiar su lugar de residencia, para lo cual han tratado de vender o alquilar sus viviendas.

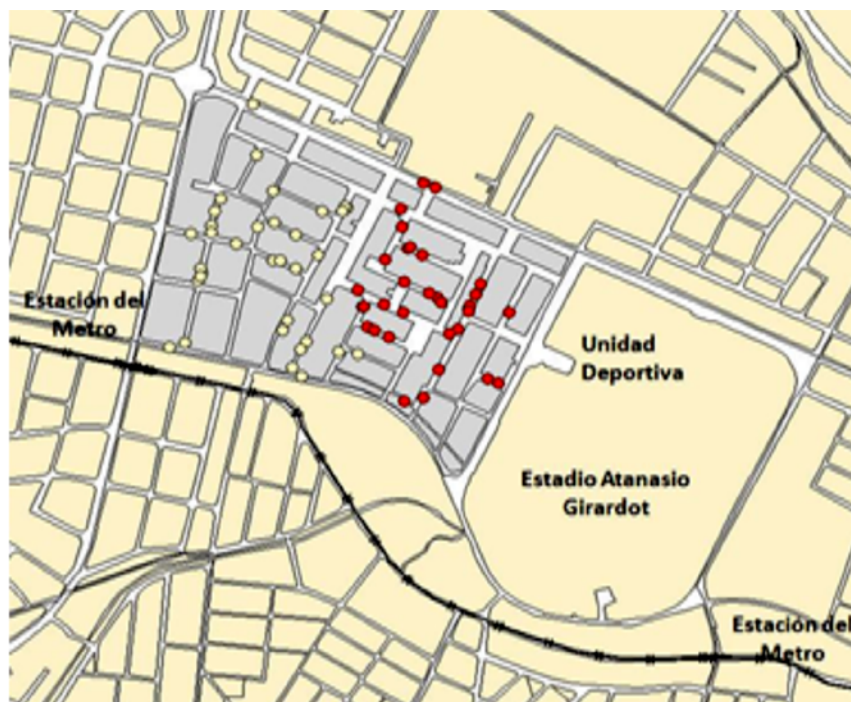
La motivación del estudio se centra en presentar evidencia de que la unidad deportiva y particularmente el estadio Atanasio Girardot influye negativamente en los cánones de arrendamiento de las viviendas del barrio Estadio, debido a que desestimula a los potenciales arrendatarios de alquilar una vivienda en él. De esta manera la cercanía a la unidad deportiva constituye una externalidad negativa para las viviendas de la zona.

3.1 Datos

Para desarrollar el estudio se emplearon datos correspondientes a 88 cánones de arrendamiento de viviendas que se alquilaron durante 2013 en el barrio Estadio. En total la muestra representa el 4,56% del total de viviendas del barrio; sin embargo, debe tenerse en cuenta que no todas las viviendas se encuentran arrendadas y que tampoco todas estaban en oferta o se arrendaron durante 2013.

Los datos empleados fueron aportados por la Lonja de Propiedad Raíz de Medellín y Antioquia y se obtuvieron a partir de un estudio que realiza dicha empresa mensualmente en los principales barrios de la ciudad. La metodología de recolección de datos implica un recorrido mensual por el barrio, detectando visualmente avisos de ofertas de arrendamiento. Una vez se tiene una oferta de arrendamiento, se hace un contacto telefónico y se consultan aspectos relacionados con el inmueble. Mensualmente se verifica la información del inmueble hasta que es alquilado. Este tipo de metodología entrega información primaria de buena calidad que permite hacer un seguimiento al mercado inmobiliario de la zona.

Figura 1. Plano de la zona



Fuente: Elaboración de los autores a partir de datos de la Lonja de Propiedad Raíz, Medellín.

En la [Figura 1](#) se observa el plano de la zona, donde cada punto representa un dato de oferta de arrendamiento. También se aprecia la localización de dos estaciones del metro, el viaducto del metro, la unidad deportiva y el estadio Atanasio Girardot.

Las estadísticas descriptivas de la [Tabla 1](#) muestran la diversidad de las viviendas en arrendamiento de la zona, que incluyen desde apartaestudios de 30 m² hasta casas de 256 m², con cánones que oscilan entre \$420.000 y \$2.800.000 por mes:

Tabla 1. Descripción de la muestra de viviendas

	Máximo	Mínimo	Promedio
Canon mensual	2.800.000	420.000	1.063.793
Área (m ²)	256	30	101
No. de garajes	4	0	1
Alcoba de servicio	1	0	
Distancia (m ²)	926	207	564

Las variables empleadas para desarrollar el estudio, así como los signos esperados de las mismas, se encuentran en la [Tabla 2](#).

Tabla 2. Definición de las variables

Variable	Definición	Signo esperado
Inmueble	Es una variable dicótoma, toma el valor de 0 si la vivienda es un apartamento y de 1 si es una casa.	Negativo. Las casas de la zona por tener áreas tan grandes son menos deseables que los apartamentos y deben tener cánones de arrendamiento relativamente inferiores.
Área (m ²)	Es el área construida de la vivienda, medida en metros cuadrados.	Positivo. Mientras mayor es el área, mayor es el canon de arrendamiento de la vivienda.
No. de garajes	Es el número de garajes privados con que cuenta una vivienda.	Positivo. Mientras más garajes tenga una vivienda, mayor debe ser el canon de arrendamiento.
Alcoba de servicio	Es una variable dicótoma, toma el valor de 0 si la vivienda no tiene alcoba de servicio y 1 en caso de tenerla.	Positivo. Una vivienda con alcoba de servicio se alquila por un mayor precio.
Distancia al estadio (m ²)	Es la distancia entre la vivienda y el estadio Atanasio Girardot.	Positivo. Mientras más alejada esté la vivienda del estadio, mayor debe ser su valor.
Distancia a estación del metro	Es una variable dicótoma, toma el valor de 0 si la vivienda está ubicada en un rango superior a los 300 metros de distancia de la estación, toma el valor de 1 en caso contrario.	Negativo. Mientras más alejada esté la vivienda del estadio, menor debe ser su valor.

4. Resultados y análisis

En esta sección se presentan los resultados obtenidos utilizando mínimos cuadrados ordinarios y regresiones ponderadas geográficamente, y a partir de ellos se realizan las interpretaciones de los resultados.

4.1 Modelo lineal general

Para el caso de estudio, se realiza la siguiente especificación del modelo lineal general y se estima mediante mínimos cuadrados ordinarios.

$$\text{Log}(\text{Canon mensual}) = f(\text{Área, Tipo de inmueble, No. de garajes, Alcoba de servicio, Distancia al estadio, Distancia a estación del metro, estadio, error})$$

En la estimación obtenida y presentada en la [Tabla 3](#) se encuentra que los residuos son ruido blanco.

En el caso del modelo lineal general, el modelo ajustado explica el 68% de la variación en los cánones de arrendamiento de las viviendas. Adicionalmente, como se detalla en la [tabla 3](#), el modelo presenta los signos esperados en todas las variables. Por ejemplo, un aumento de 1 m² en el área construida de la vivienda genera en promedio, un aumento del 0,48% en el canon de arrendamiento, mientras que por cada garaje adicional que tenga la vivienda el canon de arrendamiento se incrementa en promedio 18,6%. Según el modelo, por cada metro lineal que se encuentre alejada la vivienda del estadio Atanasio Girardot, el canon de arrendamiento de ella será en promedio 0,011% superior.

Tabla 3. Resultados del modelo lineal general

Variable dependiente: Log (Canon mensual)				
	Estimado	Std. Error	t-Statistic	
Área	0.004885	0.000792	6.172084	*
Alcoba de servicio	0.030311	0.062357	0.486080	
Garajes del inmueble	0.186531	0.041810	4.461428	*
Distancia al estadio	-0.103896	0.065595	-1.583905	
Distancia a la estación del metro (inferior a 300 metros)	0.000115	0.000161	0.715489	
Distancia a la estación del metro (inferior a 300 metros)	-0.017441	0.074037	-0.235571	
Constante	13.15759	0.098813	133.1559	

* Significativo al 99%

Sin embargo, la metodología de mínimos cuadrados ordinarios no tiene en cuenta aspectos como la posible heterogeneidad o dependencia espacial de los datos. En caso de existir alguno de estos dos fenómenos, los modelos más adecuados para tratar los datos serían los de regresión espacial.

4.2 Modelo de regresión espacial GWR (Geographically Weighted Regression)

La naturaleza espacial de los datos empleados obliga a verificar la existencia de los fenómenos llamados “dependencia espacial” y “heterogeneidad espacial”.

4.2.1 Dependencia espacial

Para probar la existencia de dependencia espacial se utiliza el test de Moran, el cual contrasta la siguiente prueba de hipótesis con su correspondiente estadístico:

H_0 : No existe dependencia espacial.

H_1 : Existe dependencia espacial.

El estadístico de prueba es:

$$Z = \frac{I - E[I]}{\sqrt{V[I]}} \sim N(0,1)$$

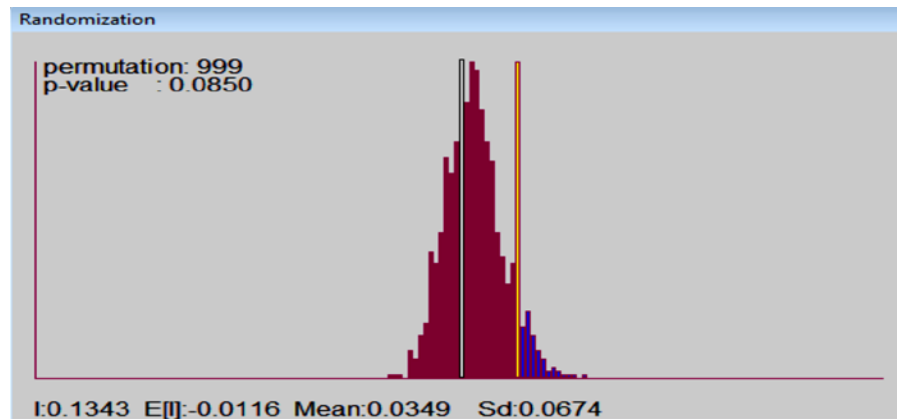
donde $I = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y})^2}$, donde $E(I) = y \frac{-1}{N-1}$ y $V[I]$ es la varianza de I .

Como es usual en la estadística espacial (tanto en técnicas de análisis exploratorio como en econometría espacial), el término W_{ij} indica la componente ij de la matriz de contigüidades estandarizada (W). Para este caso, las componentes de dicha matriz son calculadas mediante el método k -Nearest Neighborhood con un parámetro $k = 4$, lo cual indica que la observación j será considerada vecina de la observación i si pertenece al conjunto de las cuatro más cercanas. En esta matriz de contigüidades estandarizada, 0 representa la ausencia de contigüidad entre las regiones i y j y $\frac{1}{4}$ el caso contrario.

Con un nivel de confianza del 90%, los resultados del test, presentados en la [figura 3](#), son concluyentes en cuanto a que no hay evidencia a favor de la hipótesis nula de no existencia de dependencia espacial en los datos, es decir, es necesario tener en cuenta los efectos espaciales de los datos al momento

de construir un modelo que explique la variabilidad en el canon de arrendamiento de viviendas en el sector cercano al estadio Atanasio Girardot. Esta autocorrelación espacial es solo significativa al 10%, lo cual es importante, porque de no ser así se invalidaría la prueba Breusch-Pagan para la detección de heterogeneidad espacial presentada en la siguiente sección.

Figura 3. Resultados de la prueba I-Moran



Fuente: Elaboración de los autores en el software GeoDa.

4.2.2 Heterogeneidad espacial

Según [Anselin](#) (1999), el fenómeno llamado heterogeneidad espacial puede detectarse utilizando el análisis exploratorio de datos espaciales (AEDE), específicamente el mapa de histogramas de frecuencias y el diagrama de dispersión. [Chasco](#) (2003) sugiere corroborar los resultados del AEDE mediante alguno de los contrastes estadísticos propuestos en la literatura.

El mapa de histogramas no arroja evidencia concreta para suponer que existe inestabilidad espacial en la variable “Canon mensual”, pues los puntos pertenecientes a cada intervalo parecen distribuirse uniformemente en el espacio.

Sin embargo, los diagramas de dispersión entre las variables independientes “Área” y “Distancia” y la variable dependiente “Canon mensual” rezagada espacialmente, muestran que es válido considerar la posible existencia de heterogeneidad espacial, pues la pendiente de la recta de regresión cambia dependiendo de si se consideran solo los inmuebles del centro del mapa o los de los sectores externos.

Una vez detectada la posible presencia de heterogeneidad espacial, se aplicó el test de Breusch-Pagan, el cual permite comprobar si es posible encontrar un conjunto de variables que sirvan para explicar la evolución de la varianza de las perturbaciones aleatorias del modelo lineal general estimado por mínimos cuadrados ordinarios ([De Arce & Mahía](#), 2008).

Como lo exponen [Chávez y Medina](#) (2012), en el caso de un modelo homocedástico el estadístico utilizado se distribuye como una X^2 ; si el valor p es menor de 0,05 se rechaza la homocedasticidad (es decir, se acepta que existe heterocedasticidad en el modelo).

Al aplicar el test de Breusch-Pagan a los residuos del modelo lineal general se obtuvieron los resultados de la [Tabla 4](#) y, por lo tanto, se rechaza la hipótesis nula de homocedasticidad espacial.

Tabla 4. Test de Breusch-Pagan

Regression Diagnostics		
Diagnostics for Heteroskedasticity		
Random Coefficients		
Test	DF	Value PROB
Breusch-Pagan test	5	19.21046 0.0017561

Fuente: Elaboración de los autores en el software GeoDa.

Se concluye entonces que, ante la existencia de heterogeneidad espacial, es posible modelar el canon de arrendamiento en función de las variables explicativas ya enunciadas utilizando la regresión geográficamente ponderada (GWR).

Empleando el software GWR3 se realizó una regresión ponderada geográficamente con el método kernel adaptativo, cuyos parámetros fueron estimados a través del criterio de minimización de Akaike, luego de ocho iteraciones, como se muestra en la [Tabla 5](#):

Tabla 5. Ancho de banda

Bandwidth	AICc
33.794308615000	2431.743657177890
48.500000000000	2422.448692270944
63.205691385000	2420.828002041050
72.294308507380	2420.452419432374
77.911382811107	2419.442150323916
81.382925655166	2418.926879106943
83.528457130536	2419.332675380539
80.056914286477	2419.397320381666

Fuente: Elaboración de los autores en el software GWR3.

Como se muestra en la [Tabla 6](#), el modelo GWR presentó un coeficiente de determinación más alto que el producido por el modelo lineal general (68,74%), explicando el 72,85% de la variación en los cánones de arrendamiento de las viviendas:

Tabla 6. Coeficientes de determinación y criterio de información de Akaike

Criterio de información de Akaike		2419.192653
Coeficiente de determinación del GWR		0.728501
Ajustado del modelo lineal general		0.680609

Fuente: Elaboración de los autores en el software GWR3.

Todas las regresiones locales especificadas presentaron coeficientes de determinación con valores entre el 61,89% y el 81,9%, como consecuencia de la utilización de un kernel adaptativo y de un modelo con las variables explicativas que se describen en la [Tabla 2](#).

Figura 4. Resultados gráficos de la estimación por GWR



Fuente: Elaboración de los autores.

La [Figura 4](#) refleja gráficamente los signos de los coeficientes asociados a la variable “Distancia al estadio”. Todos los coeficientes de la variable resultaron ser significativos con un 95% de confianza. Los puntos más oscuros se asocian a los valores negativos del coeficiente y los valores más claros a los valores positivos del mismo, evidenciando que la cercanía a la unidad deportiva y particularmente al estadio tiende a generar coeficientes negativos de la variable “Distancia”, es decir, tiende a hacer que las viviendas se alquilen por precios menores, mientras que los coeficientes tienden a ser positivos en la medida en que los puntos están más alejados del mismo, o lo que es igual, a hacer que se alquilen por mayores precios en la medida en que están más alejadas de estadio. La influencia negativa del estadio Atanasio Girardot se extiende a través del barrio por 560 m lineales hasta la carrera 77B, a partir de la cual la externalidad negativa desaparece, posiblemente porque esta vía presenta una sección de aproximadamente 11 m, mucho mayor que la observada en las vías más cercanas al estadio, que presentan secciones de 6 m en promedio, de manera que tiende a aislar el efecto negativo de la unidad deportiva.

Tabla 7. Variabilidad espacial de los parámetros

Parámetro	Valor P	
Intercepto	0.03000	
Inmueble	0.74000	
Área	0.60000	
Garajes	0.16000	
Alcoba de servicio	0.54000	
Distancia al estadio	0.00000	*
Distancia al metro	0.83000	
* Significativo al 99.9%		

Fuente: Elaboración de los autores con el software GWR3.

El análisis de la variabilidad espacial de los parámetros locales se efectúa a través del test de Monte Carlo (Tabla 7). Este test muestra que el parámetro asociado a la variable "Distancia al estadio" presenta una variabilidad espacial significativa, lo cual quiere decir que existe una alta probabilidad de que no haya ocurrido aleatoriamente, mientras que el resto de los parámetros asociados a las variables presentan un nivel de variabilidad espacial con alta probabilidad de que haya sido obtenida al azar.

5. Conclusiones

En este estudio se emplearon modelos econométricos clásicos y regresiones geográficamente ponderadas para examinar la influencia del estadio Atanasio Girardot en los cánones de arrendamiento del barrio Estadio en Medellín. En este contexto, los modelos GWR se imponen como los más apropiados para desarrollar el trabajo, ya que tienen en cuenta la heterogeneidad y la correlación espacial de los datos, de manera que es posible analizar cambios en las magnitudes y signos de los parámetros que varían en el espacio, con lo cual es posible analizar de manera detallada el fenómeno estudiado.

La variable distancia al estadio que mide el trayecto entre cada vivienda y el estadio Atanasio Girardot resultó ser significativa en todas las ecuaciones y mostró una influencia negativa en los cánones de arrendamiento de las viviendas más cercanas y una influencia positiva en las zonas más alejadas, dejando claramente definida la externalidad negativa, que resulta de la cercanía de los inmuebles a las instalaciones deportivas de la ciudad, como consecuencia de los problemas de orden público que suscita el mismo. Concretamente, se encontró que la influencia negativa del estadio Atanasio Girardot se extiende a través del barrio por 560 m lineales hasta la carrera 77B.

Las obras públicas son desarrolladas con el fin de tener alto impacto positivo en el bienestar de la población; sin embargo, su uso y la dinámica social de su alrededor pueden generar algunas externalidades negativas. La regresión geográficamente ponderada en el contexto de precios hedónicos surge como una alternativa viable para valorar detalladamente este problema.

Referencias

- Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- Anselin, L. (1999). *Spatial Data Analysis with SpaceStat™ and ArcView. Workbook* (3.ª edición). Department of Agricultural and Consumer Economics, University of Illinois, Urbana, IL 61801.
- Arce, R. de, Mahía, R. (2008). *Conceptos básicos sobre la heterocedasticidad en el modelo básico de regresión lineal y tratamiento con Eviews*. Madrid: Universidad Autónoma de Madrid.
- Basu, S., Thibodeau, TG. (1998). Analysis of spatial autocorrelation in house prices. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17, 61-85.
- Beaty, J. (1952). Rental real estate often a good investment. *Med Econ.*, 5(6): 93-4.
- Bitter, C., Mulligan, G., & Dall'erba, S. (2007). Incorporating spatial variation in housing attribute prices: a comparison of geographically weighted regression and the spatial expansion method. *Journal of Geographical Systems*, 9(1), 7-27.
- Can, A. (1992). Specification and estimation of hedonic house Price models. *Regional Sciences and Urban Economics*, 22, 453-74.

- Chasco, C. (2003). *Econometría espacial aplicada a la predicción - extrapolación de datos microterritoriales*. [Tesis doctoral]. Madrid. Universidad Autónoma de Madrid. Consejería de Economía e Innovación Tecnológica.
- Chávez, Y., Medina, P. (2012). Diferencia de gastos según tamaño y composición familiar: una aplicación para Ecuador usando escalas de equivalencia. *Analitika, Revista de Análisis Estadístico*, 4(1), 3-20.
- Dewey, L., Turo, P. de (1950). *Should I invest in real estate?* *Med Econ.*, 28, 3, 85-93.
- Hernández, S. (2013). *La violencia del fútbol*. Obtenido de: <http://www.pensamientocolombia.org/la-violencia-del-fútbol/>
- Lancaster, K. (1966). *A new approach to consumer theory*. *Journal of Political Economy*, 74(1), 132-57.
- Lu, B., Charlton, M., & Fotheringham, A. S. (2011). Geographically Weighted Regression Using a Non-Euclidean Distance Metric with a Study on London House Price Data. *Procedia Environmental Sciences*, 7, 92-7.
- Rosen, S. (1974). Hedonic prices and implicit markets: product differentiation and pure competition. *Journal of Political Economy*, 82, 34-55.
- Selim, H. (2009). Determinants of house prices in Turkey: Hedonic regression. *Expert Systems with Applications*, 36(2), 2843-5.
- Sheppard, S. (1999). Hedonic analysis of housing markets. En P. C. Cheshire & E. S. Mills (Eds.), *Handbook of regional and Urban Economics*, vol. 3 (pp. 1595-1635). North Holland, Amsterdam.
- Yu, D. (2004). *Modeling housing market dynamics in the city of Milwaukee: a geographically weighted regression approach*. Obtenido de: <http://www.ucgis.org/ucgisfall2004/studentpapers/files/danlinyu.pdf>

**LA LUCHA POR EL CONTROL
TERRITORIAL EN COLOMBIA:
UN ANÁLISIS DE LA DINÁMICA
DEL CONFLICTO ARMADO**

**The Struggle for Territorial
Control in Colombia: An
Analysis of the Dynamics
of the Armed Conflict**

Juan Fernando Henao Duque,
Jorge Eliécer Montoya Gallo,
Felipe Alberto Velásquez Orozco

Research Article

LA LUCHA POR EL CONTROL TERRITORIAL EN COLOMBIA: UN ANÁLISIS DE LA DINÁMICA DEL CONFLICTO ARMADO*

The Struggle for Territorial Control in Colombia: An Analysis of the Dynamics of the Armed Conflict

Juan Fernando Henao Duque**, Jorge Eliécer Montoya Gallo***,
Felipe Alberto Velásquez Orozco****

Palabras clave: Economía política, geografía económica, seguridad democrática, conflicto armado, juegos no cooperativos, Colombia

Keywords: Political economy, economic geography, democratic security, armed conflict, noncooperative games, Colombia

IEL Code: D74, C72, R12

Received: 07/11/2014

Accepted: 26/06/2015

Published: 30/06/2015

Resumen

Este paper revisa la literatura de la teoría del conflicto armado y examina su aplicación a la lucha de los insurgentes con el Estado por el control territorial y político en Colombia durante 1999-2010. El análisis examina tres sub-periodos durante este tiempo y varias regiones geográficas, con el fin de analizar el efecto de los diferentes niveles de capacidad de los participantes en las dinámicas del conflicto, medido por la intensidad del conflicto a través del tiempo. Concluimos que mientras haya asimetrías entre el Estado y la insurgencia, es muy probable que la confrontación armada continúe.

Abstract

This paper reviews the literature on the theory of armed conflict and examines its application to the insurgents' struggle with the State for political and territorial control in Colombia during 1999-2010. The analysis examines three sub-periods during this period and several geographic regions to analyze the effect of varying levels of participant capability on the dynamics of the conflict, as measured by the intensity of the conflict over time. We conclude that as long as there are asymmetries between the State and the insurgency, armed confrontation is likely to continue.

1. Introducción

El conflicto armado del que hace parte actualmente Colombia lleva más de cinco décadas. Durante este tiempo, su financiación y la influencia de esta en los grupos

* El presente artículo se deriva del trabajo de grado para optar al título de Economista de la Universidad de Antioquia. Agradecemos a la profesora Ángela Rojas por sus valiosos comentarios y acompañamiento, y a los evaluadores anónimos de este trabajo.

** Universidad EAFIT, Colombia. E-mail: jfhenao@eafit.edu.co

*** Grupo Sura, Colombia. E-mail: jorge.montoya628@gmail.com

**** Universidad EAFIT, Colombia. E-mail: pipeniq10@gmail.com

al margen de la ley, ha traído cambios sustanciales en el manejo¹ de él. Desde la creación de los grupos guerrilleros en los sesenta el conflicto solo tenía a dos actores, la guerrilla y el Estado. Sin embargo, la aparición del narcotráfico en los ochenta dio un giro al manejo del conflicto armado; además, con la creación de grupos paramilitares el conflicto se centró en una lucha por las rentas que generaban los cultivos ilícitos, los cuales ayudaban a la financiación de la guerra (Valencia, 2006). No obstante, para finales de la primera década del presente siglo la minería ha entrado a desempeñar un papel importante, no solo en la financiación del conflicto, sino en el *modus operandi* de los grupos armados ilegales, tanto tradicionales como las Fuerzas Armadas Revolucionarias de Colombia (FARC) o nuevas organizaciones como las denominadas bandas criminales (bacrim).² Debido a estas transformaciones, estudiar el efecto de los *recursos naturales* que financian el conflicto colombiano puede dar luces en la comprensión de su intensidad y localización a lo largo y ancho de la geografía nacional.

Con el presente trabajo se pretende aportar un análisis, desde la teoría económica, de la evolución del conflicto armado colombiano a nivel municipal, antes y durante la puesta en marcha de la Seguridad Democrática (en adelante SD) en el periodo presidencial de Álvaro Uribe Vélez (2002-2010), con el fin de entender mejor las estrategias financieras, las motivaciones geográficas y las interacciones estratégicas de los agentes en disputa por el control territorial. El análisis del conflicto armado previo a la SD cubrirá el periodo 1999-2002, y para el transcurso de la SD este se dividirá en dos periodos: 2003-2006 y 2007-2010. Por facilidad en el manejo de los datos, los periodos se tomarán desde el comienzo del año después de la posesión, es decir que, aunque Álvaro Uribe se posesionó el 7 de agosto del 2002, en el trabajo el primer periodo se toma desde 2003, y lo mismo para su segundo mandato.

Para esto se emplearán elementos aportados por la geografía económica, utilizando la teoría de juegos y las herramientas econométricas para explicar y medir la intensidad³ y localización del conflicto colombiano. A partir de un análisis desde la geografía económica se pretende dar cuenta de las divergencias en los resultados de la política de SD en distintos puntos de la geografía nacional.

Así, presentamos un juego de información perfecta y completa planteado por [Hirshleifer](#) (1995) sobre acuerdo armado bajo amenaza, con el propósito de determinar si en una situación de conflicto las amenazas de lucha entre el Estado y los insurgentes desatan la confrontación o pueden sostener la paz. Con este objetivo, se realizará una aplicación para el caso de los tres periodos delimitados, períodos en los que las probabilidades de éxito tienden a cambiar. Igualmente, por medio de un modelo de elección binaria probit se introducen elementos asociados a la interacción estratégica que permitan explicar la existencia de confrontaciones armadas⁴ y los determinantes de su ubicación.

En tal sentido, el presente artículo pretende dar cuenta de la intensidad y localización del conflicto armado colombiano antes y durante la puesta en marcha de la SD. Para tal fin, el trabajo se ha dividido en seis secciones: la primera de ellas consta de esta introducción; posteriormente se muestra la revisión

1 Los diferentes comportamientos que experimentan los actores en conflicto, acorde con la evolución en la financiación de los grupos insurgentes.

2 Es el término acuñado por los medios de comunicación y la sociedad colombiana a las bandas criminales que se derivan de los grupos paramilitares desmovilizados.

3 Se entenderá por intensidad del conflicto las acciones desplegadas, ya sea por las Fuerzas Armadas o por los grupos insurgentes, que llevan a enfrentamientos directos en búsqueda del control territorial. Para su medición se tomarán las confrontaciones armadas por año.

4 Por confrontación armada se entenderá cualquier tipo de enfrentamiento armado entre diversos grupos armados. Esta se acerca a la definición de combate, y se aleja de la definición de acción armada, vista como una acción unilateral de un grupo armado que no desencadena necesariamente en un enfrentamiento directo con su contraparte en el conflicto.

de literatura relacionada con el análisis del conflicto armado colombiano; a continuación se expone la caracterización del conflicto colombiano y la importancia de su análisis; en la cuarta parte se presenta un modelo analítico para el conflicto armado colombiano; la quinta parte consta de un análisis empírico exploratorio con modelos probit, y por último se ofrecen algunas conclusiones.

2. Revisión de literatura

Gran parte de la teoría económica ha realizado el análisis económico en situaciones ideales, es decir, en escenarios en los que no existe conflicto, por lo que en estos modelos los derechos de propiedad están bien definidos y existen instituciones que los garantizan. Solo hasta la publicación del *Manual de economía política* (1946), de Vilfredo Pareto, se introduce el conflicto en la economía, considerándolo como “una pugna por la distribución de la producción cuyo efecto es desviar recursos de actividades productivas hacia actividades improductivas” (Restrepo, 2001, p. 2). Otro enfoque que empieza a considerar el conflicto es el marxismo, con el problema de la lucha de clases debido al problema de la distribución de la riqueza y el institucionalismo que flexibiliza el supuesto de derechos de propiedad bien definidos e introduce el problema de dicho supuesto como la causa del conflicto.

Las situaciones conflictivas empiezan a aparecer en la economía asociada a la criminalidad debido a que no se consideraba el uso de las armas con fines políticos, que sí introduce Thomas Schelling (1960). De este trabajo se desprenden dos perspectivas teóricas: una, que enfatiza en la identificación de los agentes, sus comportamientos y los incentivos para utilizar las armas, enfoque que es de carácter microeconómico y será la línea que se desarrollará durante esta investigación; la otra vertiente hace énfasis en los efectos del conflicto, su interés es mostrar los costos del conflicto, tanto económicos como sociales, a lo que Valencia (2006) le da el título de enfoque macroeconómico.

Una perspectiva que ha dominado la literatura del conflicto es la de Collier (1999) y Collier y Hoeffler (2004), quienes sostienen que el conflicto posee una motivación económica y sus justificaciones políticas son mínimas, por consiguiente el factor determinante para el surgimiento de un conflicto es la sostenibilidad financiera de la organización insurgente; debido a esto, es la viabilidad financiera, y no cualquier razón objetiva de inconformidad, la que determina que un país experimente una guerra civil. Además, dicho enfoque concibe el conflicto como una lucha por la captura de los recursos naturales. Con el trabajo de Collier (1999) se le dio un gran impulso a investigaciones académicas que se encargarían de analizar las causas económicas del conflicto armado, en especial el papel que desempeñan los recursos naturales en este, y en tal sentido se destacan los trabajos de Ross (2004) y Fearon (2005).

A través de un modelo logit con datos para 161 países, Collier y Hoeffler (2004) desarrollaron tres modelos que explican el surgimiento de una guerra civil: el primero de ellos es un modelo de codicia, para el cual utilizan la factibilidad de depredar los recursos obtenidos por la exportación de materias primas para financiar su actividad, encontrando que este modelo supera en poder explicativo al modelo de agravio; este último no arroja resultados concluyentes que afirmen que el agravio es una causa del conflicto. Y un tercer modelo incorpora los modelos de codicia y de agravio, por lo tanto posee un mayor poder explicativo.

Collier y Hoeffler encuentran que el origen de todo conflicto es la factibilidad de la depredación, término que se refiere a la destrucción que se hace de las actividades productivas de la región donde se localizan y el desplazamiento hacia actividades de carácter ilegal, sumado a una explotación de recursos sin ninguna consideración ambiental. La depredación, que puede no ser el objetivo de la organización rebelde, sí constituye un medio para financiarlo y origina la disputa armada. Por consiguiente,

la presencia de un conflicto y de grupos rebeldes es producto del beneficio que estos obtienen por el mantenimiento de la guerra, convirtiendo el conflicto en una delincuencia organizada. Este enfoque es trabajado para el conflicto colombiano por [Díaz y Sánchez](#) (2004), aunque incorporan nuevos elementos para la determinación del conflicto, tales como la interacción estratégica y la geografía.

Por otra parte, los estudios acerca del conflicto armado colombiano se caracterizaron por ser abordados por otras disciplinas de las ciencias sociales, solo hasta principios de los noventa se empezaron a realizar los primeros escritos en economía que involucran criminalidad y conflicto, entre ellos el de [Montenegro y Posada](#) (1994). De ese trabajo se desprende una serie de artículos que dominaron la literatura de la confrontación armada colombiana asociando el conflicto con la criminalidad, la cual se acentuó en trabajos que involucraban el conflicto armado con el recurso o la fuente de financiación.

Por otro lado, existe una serie de críticas al enfoque economicista propuesto por [Collier](#) (1999); una de ellas es la de [Bonilla](#) (2011), quien señala que el factor económico tiene un carácter limitado para explicar el inicio de una guerra civil. Estas observaciones se dirigen a la explicación del concepto “guerra civil”, en la cual los agentes son incentivados a participar debido al “pillaje” y a los beneficios que se podrían obtener por desempeñar un papel en la guerra a cambio del uso de la fuerza contra el Estado y la población civil. A su vez, critica que las reivindicaciones sean reducidas a simples discursos para facilitar el “pillaje” de los partícipes dado que las considera como generadoras de guerra civil.

El caso colombiano es un conflicto armado interno, entendiendo por conflicto interno a un número mayor de 1.000 muertes relacionadas con combates en el campo de batalla, por lo cual, los guerrilleros serán tomados como grupos de *rebeldes o insurgentes*, es decir, se tomará al guerrillero como un individuo que por algún motivo, ya sea económico, político, entre otros, decide empuñar las armas y formar parte de un grupo alzado en armas, por lo que se deja de lado el carácter puramente rentístico del insurgente propuesto por [Collier y Hoeffler](#) (2004). De esta manera, el rebelde tampoco tomará el carácter de criminal como son vistos los individuos en [Humphreys](#) (2005), debido a las motivaciones descritas por este autor se asemejan más a las guerras civiles que suceden en África que a las características propias de un conflicto interno como el colombiano. Sumado a esto, los grupos guerrilleros han sido prácticamente obligados a refugiarse en zonas alejadas de los centros urbanos, por lo cual sus acciones son más el resultado de acciones frontales o de tipo *ataque-huida*, que homicidios de tipo criminal, que son más comunes en áreas urbanas.

Otro detractor del enfoque de Collier es [Restrepo](#) (2001), quien distingue el conflicto del crimen, debido a que si bien la violencia y el crimen son una expresión común cuando existe un conflicto interno, este último tiende a confundirse con una expresión puramente criminal, aun cuando el crimen no tiene como objetivo subvertir un orden institucional establecido, como sí lo tiene el conflicto, en el que los agentes involucrados utilizan la ideología como mecanismo de movilización y legitimización. De ahí que este trabajo difiera de una función objetivo del grupo armado netamente rentística, en la que perfectamente pueden coexistir el Estado y el actor armado, siendo el control territorial un objetivo irrelevante para el agente criminal. Por lo tanto, en el caso de la existencia de conflicto armado el control territorial se convierte en la función objetivo de todos los grupos en disputa.

De este modo, los recursos que recauda la organización en conflicto, tanto por depredación como por el resultado de actividades productivas en las áreas bajo su dominio, difieren del uso dado por una organización netamente criminal, debido a que en una organización en conflicto estos recursos se reinvierten en ganar más poder, ya sea en el aparato militar o el uso ofensivo de la violencia, ya

que su finalidad es derrotar el *status quo*, cosa que no ocurre con las organizaciones criminales — mantener el *status quo*— (Restrepo 2001, p. 9). Bajo este escenario, la obtención de recursos se hace con el fin de aumentar el poder (para nuestro caso, control territorial), lográndose mediante la expansión de la capacidad militar, expansión que absorbe la mayor parte de los recursos producidos y depredados por ella.

Entre los trabajos que vinculan el conflicto con las fuentes de financiación, se destaca el de [Díaz y Sánchez](#) (2004), el cual está basado en la evidencia empírica que señala que los cultivos de coca y amapola están fuertemente asociados a la financiación de los grupos armados ilegales y es la primera causa del crecimiento de los cultivos ilícitos. De esta manera, el poder de cada uno de los grupos en conflicto está supeditado al control territorial que ejerza cada uno de los actores en cierta parte del territorio, por lo que “la lógica de buscar obtener una expansión geográfica va más allá de una decisión puramente económica y se mezcla con los objetivos estratégicos y de control territorial que tienen los grupos irregulares” (Díaz & Sánchez, 2004, p. 4).

Los autores relacionan la actividad armada con el control territorial a través de técnicas de econometría espacial; analizan los patrones espaciales, la difusión y contagio entre producción de coca en los municipios colombianos y la actividad de los grupos armados. Para ello realizan un análisis causa-efecto mediante la metodología no paramétrica de estimadores de emparejamiento, estableciendo que el efecto de la actividad armada sobre la producción de coca ha llevado a que sea el mismo conflicto el causante de una expansión de la producción de coca en un 70% de los casos.⁵

En este mismo sentido, [Castillo y Salazar](#) (2006, p. 40) señalan que la motivación no es el territorio en sí, sino el carácter estratégico de la lucha por el control territorial. Con base en estos autores, una guerra se caracteriza por el control territorial, y son las decisiones acerca de dónde iniciar la lucha, en qué ambiente, en qué contexto geográfico y poblacional, hacia qué lugar expandirla y cuánto sostenerla en el tiempo, las que determinan el carácter de la confrontación, su viabilidad y duración. Para realizar este análisis los autores emplean teoría de juegos y análisis de grafos.⁶

La literatura reciente del conflicto colombiano ha introducido una serie de variables adicionales que pueden ser causantes del conflicto. Trabajos como el de [Vargas](#) (2012) incluyen factores institucionales, demográficos, intervenciones gubernamentales, de victimización, como explicaciones a la persistencia del conflicto a nivel municipal, encontrando, por medio de un modelo de supervivencia, que la duración promedio de la violencia por año del conflicto es de 8,1 meses.

Otro trabajo con características municipales que incorpora el conflicto como una lucha por el territorio, es el de [Cortés et al.](#) (2012), que pretende corroborar la relación entre presencia policial y conflicto; con el fin de identificar el efecto causal de esta relación utilizan la metodología de diferencia en diferencias (DD). A su vez, consideran un grupo control, municipios sin presencia policial antes de 2002, pero que posean características comunes ya sean geográficas, institucionales o políticas, e identifican cincuenta municipios sin presencia policial permanente antes del 2002, utilizando una base de datos mensual desde 1999 hasta 2005. De ese modo, proceden a construir una variable *dummy* de

5 Encuentran que los municipios de mayor concentración de cultivos ilícitos son los del sur de Colombia, generalmente controlados por las FARC y que pertenecen a la región Orinoquia para el presente estudio; además de la presencia en esta región para el 2004, encuentran presencia de cultivos ilícitos en el Magdalena Medio (región caribe) y en el Catatumbo (región andina), regiones donde confluyen la presencia de todos los actores del conflicto.

6 El análisis de grafos es una herramienta utilizada principalmente por los matemáticos, en este contexto permite la aglomeración de acciones de un agente armado sobre un conjunto de nodos vecinos.

municipio-mes que toma valor de 1 con presencia de despliegues⁷ policiales, y otra variable *dummy* municipio-mes que toma el valor de 1 en los municipios que ya tenían presencia policial y reciben refuerzos,⁸ encontrando que los ataques guerrilleros aumentan con los despliegues, pero disminuyen con los refuerzos.

Finalmente, este trabajo intenta aproximar la teoría económica del conflicto al análisis de las dinámicas del conflicto interno colombiano a nivel municipal, con el fin de entender mejor las estrategias financieras, las motivaciones geográficas y las interacciones estratégicas de los agentes en disputa por el control territorial, por medio de la incorporación de nuevos elementos como la geografía y las instituciones a la comprensión del conflicto armado.

3. Caracterización del conflicto colombiano

Para una mejor comprensión de las dinámicas del conflicto armado en Colombia se citan los departamentos correspondientes a las regiones de estudio ([Tabla 1](#)) y el respectivo mapa político de Colombia ([Mapa 1](#)). Además, en el [Mapa 1](#) se realiza una división de Colombia en cuatro regiones para facilitar el análisis geográfico de la intensidad y localización del conflicto armado.

Tabla 1. Departamentos correspondientes a cada región analizada

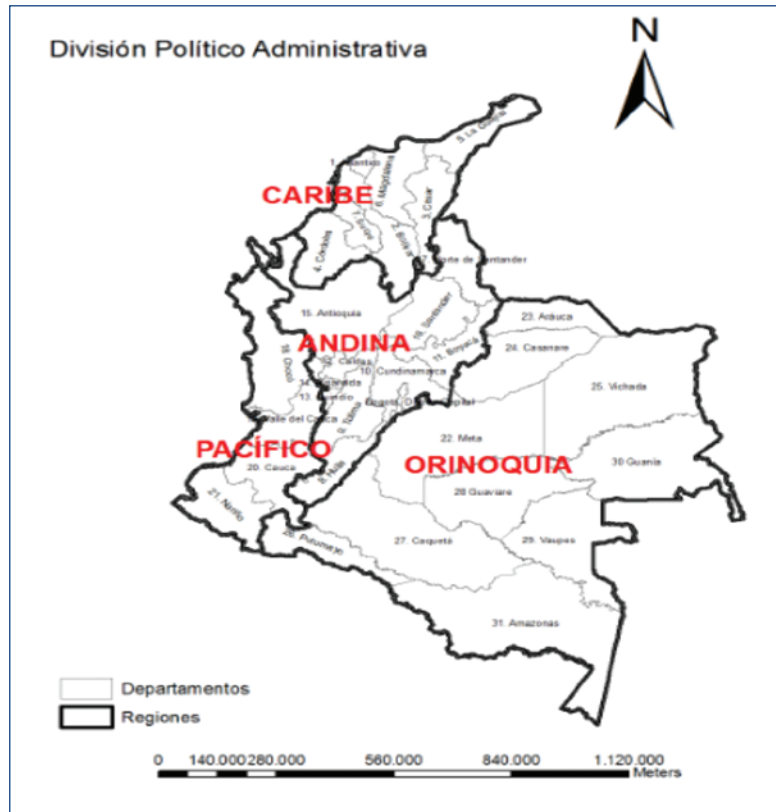
	Regiones			
	Andina	Caribe	Orinoquía	Pacífico
Departamentos	8. Huila	5. Guajira	22. Meta	18. Chocó
	9. Tolima	6. Magdalena	23. Arauca	19. Valle del Cauca
	10. Cundinamarca	1. Atlántico	24. Casanare	20. Cauca
	11. Boyacá	2. Bolívar	25. Vichada	21. Nariño
	12. Caldas	3. Cesar	26. Putumayo	
	13. Quindío	7. Sucre	27. Caquetá	
	14. Risaralda	4. Córdoba	28. Guaviare	
	15. Antioquia		29. Vaupés	
	16. Santander		30. Guainía	
17. Norte de Santander		31. Amazonas		

Fuente: Elaboración de los autores.

7 Los autores entienden por despliegue la instauración de inspecciones de policía en municipios que carecían de estas.

8 Los autores definen como refuerzos el envío de nuevos efectivos a municipios con insuficiente presencia policial.

Mapa 1. División político-administrativa de Colombia



Fuente: Elaboración de los autores.

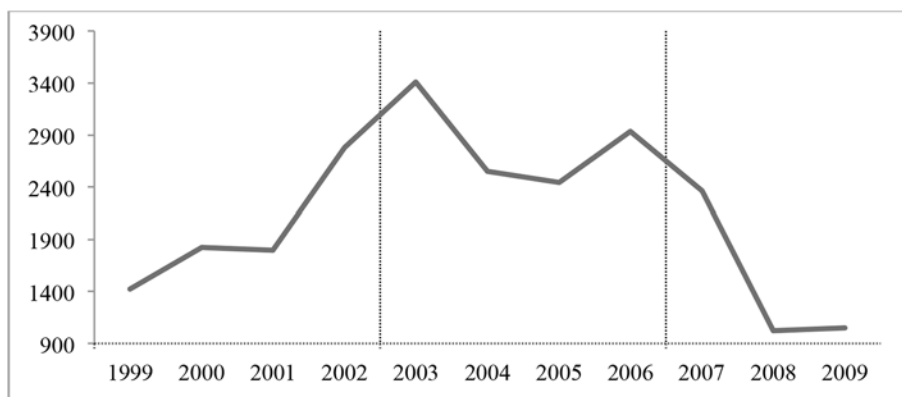
El conflicto colombiano tendrá las mismas características presentadas en la definición de “*conflicto armado interno*” realizada por [Díaz y Sánchez](#) (2004), es decir, se presenta como el enfrentamiento entre fuerzas del Estado (militares, Policía) con grupos organizados (rebeldes, insurgentes), buscando un fin político, ideológico o económico. Así, la SD vista como una política de *control territorial* por parte del Estado, será tomada como aquella política de seguridad llevada a cabo por el gobierno de Álvaro Uribe, que pretendía, entre otros aspectos, *desplegar* la Fuerza Pública en lugares donde no se contaba con su presencia, y además *reforzar* con la misma aquellos sitios que a nivel nacional requerían de una mayor presencia militar y policial; tal y como lo presentan [Cortés et al.](#) (2012) para el caso de la Policía, dicha presencia terminaba generando una lucha frontal contra cualquier acción armada de los grupos armados ilegales que pusiera en peligro el control del lugar.

Periodo previo a la Seguridad Democrática (1999-2002)

El periodo previo a la SD tuvo la característica de ser favorable para cada uno de los grupos en conflicto, tanto para las FARC como para las autodefensas y la Fuerza Pública, aunque para estos últimos se percibía lo contrario. Las FARC pudieron aumentar su presencia en el país y lograron incrementar sus acciones armadas contra el Estado; de igual manera, la Fuerza Pública tuvo un periodo de avances en tecnología y modo de accionar militar que fueron provistos por el *Plan Colombia*, al igual que una reforma militar que la dotó de nuevas capacidades para enfrentar a los grupos guerrilleros, evitando la expansión de los mismos desde el Caguán, zona desprovista de Fuerza Pública y donde se llevaba a cabo un proceso de paz ([Echandía](#), 2011).

Durante este periodo la intensificación del conflicto armado fue notoria, en especial debido al aumento de las acciones de las FARC. En la [Figura 1](#) se evidencia este incremento en las actividades de los grupos armados ilegales, al tomar el número de confrontaciones armadas⁹ entre la Fuerza Pública y estos a nivel nacional.

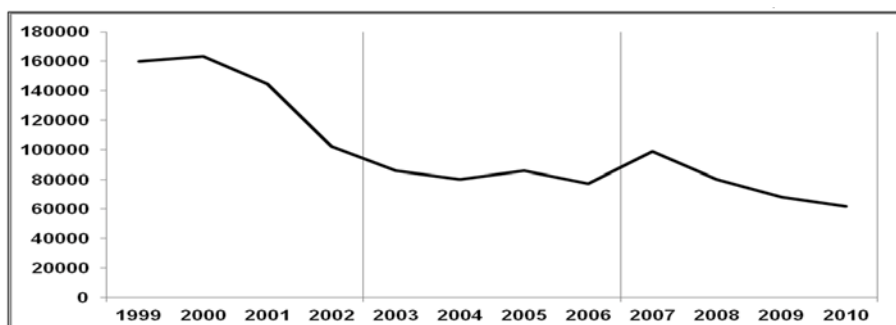
Figura 1. Número anual de confrontaciones armadas a nivel nacional, 1999-2009



Fuente: Vicepresidencia de la República; elaboración de los autores.

Para los cultivos ilícitos, el país presentó una reducción en hectáreas sembradas, como lo ilustra la [Figura 2](#).

Figura 2. Hectáreas sembradas de cultivos ilícitos a nivel nacional, 1999-2010



Fuente: Simci; elaboración de los autores.

Primer periodo de la Seguridad Democrática (2003-2006)

El primer periodo de la SD se caracterizó por un cambio drástico en el conflicto colombiano, dado que las acciones militares de la Fuerza Pública superaban con creces las acciones llevadas a cabo por el grupo insurgente de las FARC. Esto llevó al grupo guerrillero a refugiarse estrictamente en áreas rurales, obligándolo a retomar la táctica de *guerra de guerrillas*. Además, implementaron el principio de *economía de la fuerza*, que consistía en atacar al grupo rival reduciendo los costos de operación y el número de bajas en sus filas ([Echandía](#), 2011). Por otro lado, se ejerció un despliegue policial en mu-

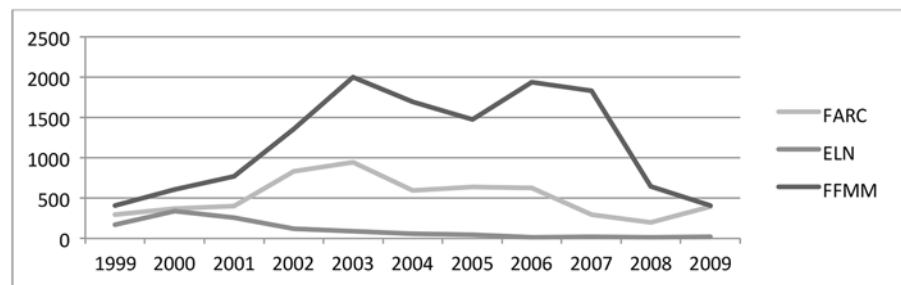
⁹ Para el periodo previo no se tendrá un análisis departamental tanto para confrontaciones armadas como para desplazamiento forzado por número de hogares expulsados.

nicipios que no contaban con la presencia de los efectivos, mientras que en otros esta se reforzaba, con el objetivo de consolidar el control del Estado en el lugar (Cortés et al., 2012).

Durante este periodo el número de confrontaciones armadas decayeron (Figura 1), concentrándose la mayor parte de actividades en los departamentos de Antioquia, perteneciente a la región Andina, y tres departamentos de la región Orinoquia y Cauca de la región Pacífica, cada uno con más de 150 confrontaciones al año, como se presenta en la Figura 3.

Las acciones armadas de las fuerzas militares no variaron significativamente durante este periodo, tanto las FARC como el ELN presentaron una importante disminución de sus acciones militares, como se muestra en la Figura 3.

Figura 3. Acciones armadas anuales de las FARC, el ELN y las FF. MM., respectivamente, 1999-2009



Fuente: Vicepresidencia de la República; elaboración de los autores.

Segundo periodo de la Seguridad Democrática (2007-2010)

Durante este periodo se dio inicio a una avanzada militar que terminó con el abatimiento de reconocidos jefes de las FARC, obligando a los guerrilleros a replegarse y evitar la baja de más miembros de alto valor en sus filas (Echandía, 2011). No obstante, a partir de 2009 las FARC iniciaron una campaña titulada “renacer”, concentrada especialmente en el sur colombiano, que les permitió mantener o retomar zonas estratégicas en la región Orinoquia. En este periodo la cantidad de confrontaciones armadas presentó una reducción, hasta permanecer constantes a partir de 2008 (Figura 1).

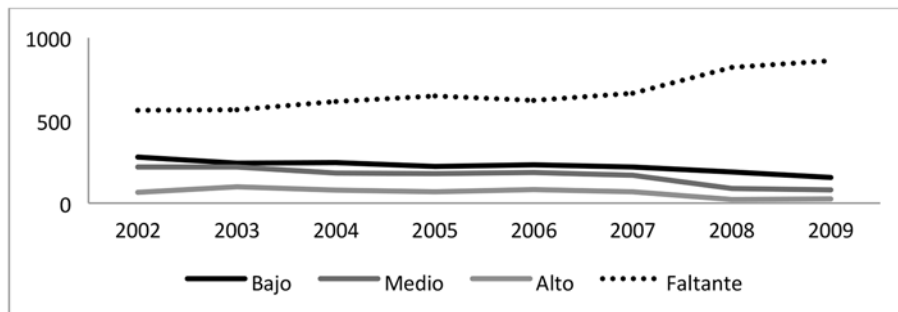
Los grupos insurgentes desplegaron acciones armadas que terminaron con tendencia creciente en su actividad, contrario a lo presentado por la Fuerza Pública, la cual disminuyó de manera considerable en el número de operativos (Figura 4). El número de hectáreas sembradas de cultivos ilícitos presentó una disminución desde el 2007 hasta el 2010 (Figura 2).

El éxito de la Fuerza Pública en el periodo total de la SD se debió, en gran medida, a la estrategia adoptada por el Ministerio de Defensa con las denominadas *fuerzas de tarea conjunta*, ya que las tres fuerzas militares, acompañadas de la Policía Nacional, dieron los golpes necesarios a los grupos armados ilegales, como lo sugieren Cortés et al. (2012). En los lugares donde las acciones policiales no estuvieron acompañadas por despliegues militares el conflicto no disminuyó, pero sí lo hizo cuando la Policía actuó de manera coordinada con los grupos militares, lo que fue fundamental para garantizar el éxito de las iniciativas de seguridad.¹⁰

¹⁰ Véase anexo 1, Figura 6A, que muestra los departamentos con mayor incidencia promedio en el conflicto armado durante el período 2002-2009.

A los efectos de realizar un análisis del conflicto armado durante la SD, se creó una variable categórica empleando las confrontaciones armadas por municipios, que diferencia en *tres niveles* la intensidad del conflicto armado colombiano. El *nivel bajo* comprende entre cero y dos, *medio* entre tres y nueve, *alto* para más de nueve confrontaciones; *faltante* es para los demás que no cuentan con la información que permita clasificarla. En la [Figura 4](#) se observa una disminución de las confrontaciones entre el inicio y el final del periodo para los tres niveles, y un aumento considerable de datos faltantes a partir de 2007.¹¹

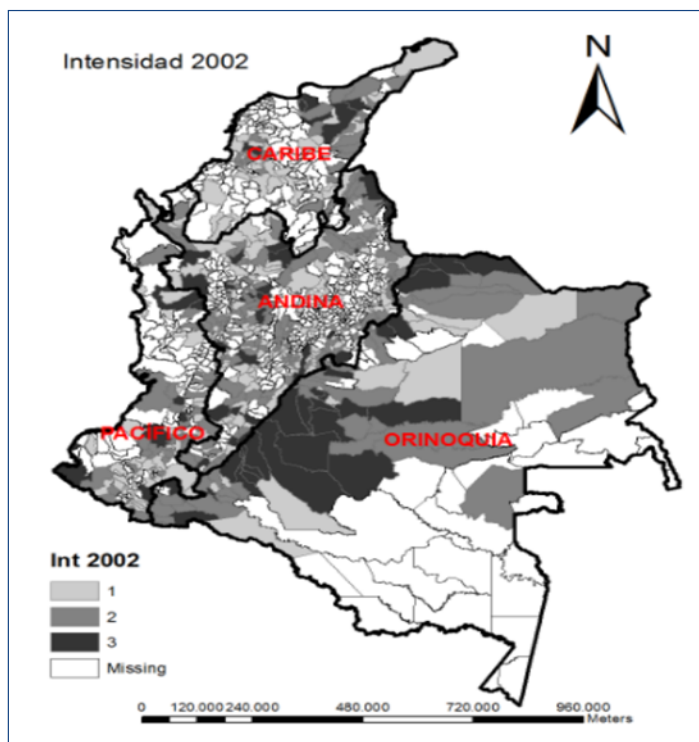
Figura 4. Número de confrontaciones armadas anuales según el nivel de enfrentamiento (2002-2009)



Fuente: Vicepresidencia de la República; elaboración de los autores.

Dado que uno de los principales objetivos del presente trabajo es capturar la dinámica de la intensidad del conflicto armado, se realiza un mapeo de la intensidad del conflicto en 2002, 2005 y 2008.

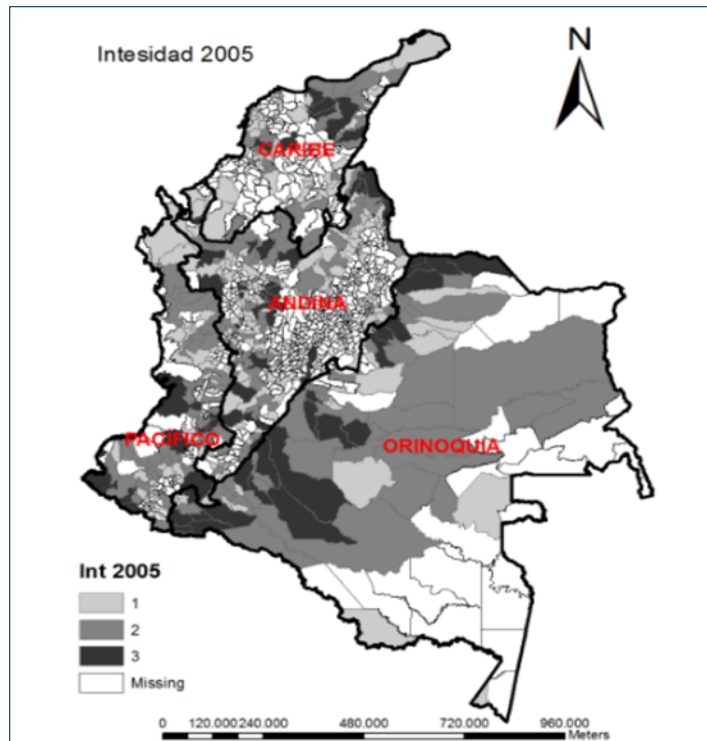
Mapa 2. Intensidad del conflicto en 2002



Fuente: Vicepresidencia de la República; elaboración de los autores.

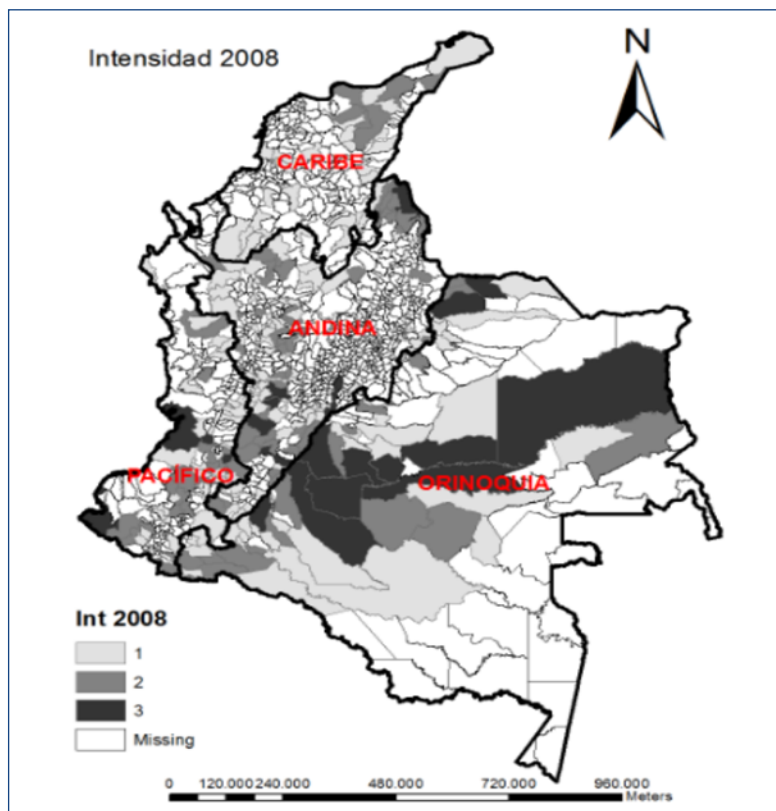
¹¹ No se conoce con exactitud qué llevó a que el número de "datos faltantes" aumentara desde ese año.

Mapa 3. Intensidad del conflicto en 2005



Fuente: Vicepresidencia de la República; elaboración de los autores.

Mapa 4. Intensidad del conflicto en 2008



Fuente: Vicepresidencia de la República; elaboración de los autores.

En los [mapas 2, 3 y 4](#) se muestran los cambios en la *intensidad* del conflicto a lo largo del territorio nacional, representados por dos aspectos principalmente: el primero es la aparente reducción del *nivel alto* del conflicto en todas las regiones de la geografía nacional, haciéndose más evidente en las regiones Andina y Caribe, donde la mayor parte de los municipios que presentaron alta intensidad del conflicto antes de comenzar la SD ([Mapa 2](#)) redujeron o eliminaron los niveles de conflicto durante su aplicación ([Mapas 3 y 4](#)). El segundo es el aumento de espacios en blanco (*datos faltantes*), lo que no permite concluir de manera clara que se haya dado una reducción en los niveles de intensidad en el conflicto colombiano.

Finalmente, la disponibilidad de datos no permite relacionar de manera exacta los cambios llevados a cabo durante la política de SD en materia de confrontaciones armadas e intensidad del conflicto por las razones expuestas anteriormente. No obstante, las acciones de ambos grupos armados, estatales y no estatales, disminuyeron, aunque los grupos guerrilleros aumentaron brevemente sus acciones al final del periodo; en cuanto a la localización de las acciones armadas, cada grupo presentó su actividad en lugares variados de la geografía nacional: las FARC ubicaron sus acciones especialmente en el suroriente colombiano, comprendido por los departamentos de Cauca, Nariño, Putumayo y Meta, mientras que las del ELN se concentraron en los departamentos de Arauca, Norte de Santander y Chocó; en cambio, las Fuerzas Armadas desplegaron sus acciones en Antioquia y Meta, que a su vez fueron los departamentos que presentaron el mayor número de confrontaciones armadas. Las FARC centraron sus acciones en los departamentos con mayor producción de cultivos ilícitos como Cauca y los de la región Orinoquia.

Los departamentos con mayor intensidad del conflicto fueron Antioquia y Meta, ambos intercalan el primero y segundo puesto en los dos periodos, tanto en confrontaciones armadas como en acciones de las Fuerzas Armadas. Además, Antioquia presentó los mayores índices tanto en desplazamiento forzado por hogares expulsados, como en la producción de oro; lo mismo sucede en el promedio por municipios de confrontaciones armadas en el periodo 2002-2009.

4. Un modelo analítico para el conflicto armado

En esta sección presentamos un juego sencillo de información completa y perfecta planteado por [Hirshleifer](#) (1995) sobre acuerdo armado bajo amenaza, en el que la pregunta es si en una situación de conflicto las amenazas de lucha entre dos partes desatan la confrontación o pueden sostener la paz. Además este modelo permite analizar los fundamentos microeconómicos del conflicto que llevan a entender por qué los jugadores actúan de forma no cooperativa con el fin de obtener el control territorial y los ingresos derivados del mismo; en este juego los resultados dependerán de la tecnología militar que cada jugador posea, lo cual facilitaría la comprensión, de manera analítica, de los motivos que llevan a que existan diferentes niveles de intensidad en los tres periodos.

Existen dos jugadores simétricos: jugador 1, el *Estado o la Fuerza Pública (E)*, y el jugador 2 la *insurgencia (I)*. Los jugadores son actores en conflicto que se disputan el control territorial, cuyo valor lo representa T y está determinado por una función lineal,

$$T_i = P_i V - C(F_i) \quad (1)$$

Para cada jugador $i = \{E, I\}$. Esta función está compuesta por dos partes; la primera de ellas es $P_i V$, donde P_i explica la *probabilidad de éxito de un combate* (en adelante FEC, función de éxito en el combate),

V es el valor fijo y exógeno del ingreso derivado por el control del territorio; la segunda parte corresponde a la función de costos del esfuerzo de combate, $C(F_i)$, donde F_i denota el esfuerzo de i . Cada jugador debe elegir F_i , y así el espacio de estrategias está dado por $\{F_E, F_I\}$. Por simplicidad se asume que $C(F_i) = F_i$.

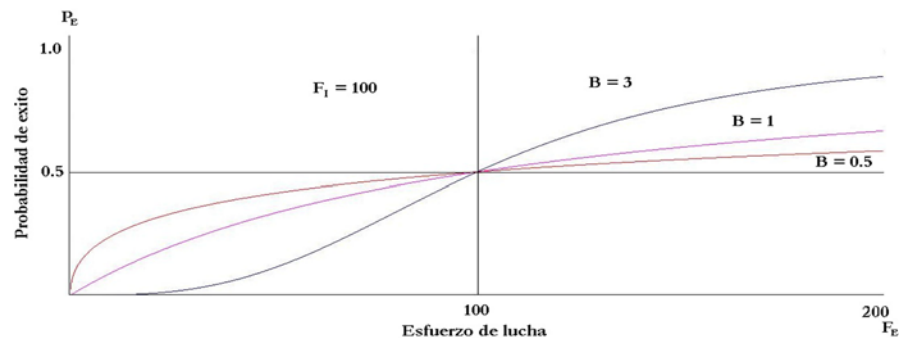
La función de éxito de un combate P_i está dada por

$$P_E = \frac{F_E^\beta}{F_E^\beta + F_I^\beta} \tag{2}$$

$$P_I = \frac{F_I^\beta}{F_E^\beta + F_I^\beta} \tag{3}$$

donde $P_E + P_I = 1$, lo que permite que P_E crezca ante aumentos en F_E y reduzca con incrementos en F_I . Las ecuaciones (2) y (3), FEC, resumen la tecnología del conflicto y serán los esfuerzos de combate los que determinen las probabilidades de éxito, que serán mejores entre más cercanos estén a 1. Asimismo, el parámetro β es un coeficiente decisivo,¹² pues representa el grado en que un mayor esfuerzo en combates se traduce en un éxito en batalla, y para este modelo siempre será mayor que cero; adicionalmente a dicho parámetro se le incorporó un valor asociado a los intereses políticos traducidos en los réditos electorales que otorga la existencia o no del conflicto. Cuando este es bajo, es más probable que los jugadores elijan la paz o estén dispuestos a reducir la intensidad del conflicto; por el contrario, un valor alto de β indica que las partes están interesadas en aumentar los niveles de conflicto.

Figura 5. Función de éxito de la contienda para el Estado



Fuente: [Hirshleifer](#) (1995).

La [figura 5](#) representa la FEC para el Estado, con un esfuerzo de lucha de los insurgentes constante e igual a 100 ($F_I = 100$). Como se observa en esta figura, se presenta inicialmente rendimientos crecientes hasta que los esfuerzos de lucha se igualan $F_E = F_I$ y de ahí en adelante, cuando $F_E > F_I$ se experimentan rendimientos decrecientes; esto refleja la principal característica de los hechos estilizados de guerra, que señala la gran importancia de ser por lo menos un poco más fuerte que el enemigo en el campo.

El juego se desarrolla en dos etapas. En la primera los jugadores elijen simultáneamente F_i , pero solamente gastan una fracción del mismo dada por $\alpha > 0$. Una vez estos esfuerzos son públicamente revelados, los jugadores deciden en una segunda etapa si incurrirán o no en el resto de costos del combate, $(1-\alpha)$. El juego termina y los pagos son realizados. La solución será analizada en cada etapa a continuación para verificar la existencia de racionalidad secuencial.

¹² Coeficiente de eficiencia en el combate a un respectivo esfuerzo de lucha F_i .

• **Equilibrio primera etapa**

Así, cada jugador *i* maximiza la ecuación (1) dada las FEC, en las ecuaciones (2) y (3). Esta interacción se asemeja a la de Cournot, en la cual jugadores simétricos eligen independientemente y sin posibilidades de colusión. Aplicando el equilibrio de Nash, la función de reacción está dada por:

$$\begin{aligned}
 \text{Max: } T_E &= P_E V - C(F_E) \\
 &= P_E V - F_E \\
 &= \frac{F_E^\beta}{F_E^\beta + F_I^\beta} V - F_E \\
 \frac{\partial T_E}{\partial F_E} &= \frac{\beta F_E^{\beta-1} F_I^\beta}{(F_E^\beta + F_I^\beta)^2} V - 1 = 0
 \end{aligned} \tag{4}$$

Los valores de FE que satisfacen esta ecuación son mejores respuestas. De la misma forma puede mostrarse para *i* = I.

$$\frac{\partial T_I}{\partial F_I} = \frac{\beta F_I^{\beta-1} F_E^\beta}{(F_E^\beta + F_I^\beta)^2} V - 1 = 0 \tag{5}$$

El equilibrio de Nash está en (F_E, F_I) tal que F_E y F_I son mejores respuestas mutuas. Así, igualando (4) y (5):

$$\begin{aligned}
 F_E^{\beta-1} F_I^\beta &= F_I^{\beta-1} F_E^\beta \\
 F_I^{\beta-(\beta-1)} &= F_E^{\beta-(\beta-1)} \\
 F_I &= F_E
 \end{aligned} \tag{6}$$

Bajo condiciones simétricas, obtenemos la solución FE = FI. En esta primera etapa los agentes en disputa incurren en esfuerzos de lucha similares, por lo que la probabilidad de éxito de cada uno de los jugadores es $P_i = 0,5$; bajo este escenario la función lineal de disputa será:

$$T_E = \frac{V}{2} - F_E \quad \wedge \quad T_I = \frac{V}{2} - F_I \tag{7}$$

• **Equilibrio segunda etapa**

Tabla 1. Segunda ronda dado (F_E, F_I)

	No Atacar	Atacar
No atacar	$T_E = \frac{V}{2} - \theta F_E^*$ $T_I = \frac{V}{2} - \theta F_I^*$	$T_E = \frac{V}{2} - F_E^*$ $T_I = \frac{V}{2} - F_I^*$
Atacar	$T_E = \frac{V}{2} - F_E^*$ $T_I = \frac{V}{2} - F_I^*$	$T_E = \frac{V}{2} - F_E^*$ $T_I = \frac{V}{2} - F_I^*$

Como se dijo anteriormente, **V** es el valor fijo y exógeno del ingreso derivado del territorio, para este caso, si se decide no atacar y que exista paz bajo conflicto, el **V** seguirá siendo igual y la variación del ingreso del conflicto representado por el primer valor de la parte derecha de la ecuación varía según el comportamiento de **Pi**, en este caso igual a 0,5, que a su vez depende de **FE** y **FI**.

El modelo predice que cuando los jugadores eligen esfuerzos de combate simétricos en la primera ronda y mantienen esta decisión, la mejor respuesta mutua es no atacar, es decir, habrá una “paz armada”. Sin embargo, si en la primera ronda los esfuerzos de combate son asimétricos la mayor respuesta es la guerra. Para este modelo la estrategia de equilibrio del Estado presenta las siguientes características en la segunda ronda: si los insurgentes en la primera ronda disminuyen sus esfuerzos de lucha $F_i < F_i$, entonces la mejor estrategia para el Estado será *atacar*, pero en el caso de que los esfuerzos de lucha por parte de la insurgencia se mantengan igual o aumenten, si $F_i \geq F_i$, la mejor estrategia es *no atacar*. Si ambos adoptan la estrategia correspondiente, debido a que son mejor respuesta mutua, se podrá obtener un equilibrio Nash consistente con la racionalidad secuencial.

Aproximación del modelo de paz armada al conflicto armado en Colombia

Periodo previo a la Seguridad Democrática (1999-2002)

Antes de la SD Colombia se encontraba en una situación donde la estrategia dominante era que la Fuerza Pública (E) decidía *no atacar*, nos referimos a no atacar al hecho de que la mayoría de confrontaciones armadas no las origina el Estado y su papel en la confrontación es la de hacer defensa y los grupos armados (I) decidían tomar la iniciativa en atacar; en este caso, es posible razonar que los costos de esfuerzo de lucha por parte de los agentes en disputa eran simétricos ($F_E = F_I$). Este escenario plantea que la probabilidad de éxito de la contienda por parte del grupo insurgente se encontraba al menos en el mismo nivel que la del Estado ($P_I \geq P_E$).¹³ Por esta razón es que en dicho periodo el Gobierno Nacional emprende unos diálogos de paz que resultan infructuosos. Durante este periodo, el Estado colombiano realiza una apuesta por la paz¹⁴ y los costos de realizar un ataque resultaban relativamente mayores para el Estado. Eso originó que los ingresos percibidos por la lucha armada hubiesen sido al menos iguales para los grupos insurgentes y para el Gobierno Central.

Este periodo resulta clave para el conflicto colombiano, pues el país se encontraba en una simetría en las fuerzas, de manera que nos encontrábamos bajo paz armada aunque sin cese al fuego. Ahora bien, el Estado apostaba a la paz, pero a su vez pretendía fortalecer las Fuerzas Armadas a través del Plan Colombia,¹⁵ acuerdo bilateral entre EE. UU. y Colombia que generó recursos claves para la dinámica del conflicto.

Primer periodo de la Seguridad Democrática (2003-2006):

El conflicto colombiano sufre una profunda transformación por los recursos frescos provenientes del plan Colombia. La adquisición de armamento sofisticado lleva a que la estrategia dominante del Gobierno sea la de atacar y la de los grupos insurgentes dejar a un lado los ataques frontales al verse superados en tecnología y esfuerzo ($F_E > F_I$).

Para este caso, β aumenta debido a la política que resultó ganadora por parte del electorado, la cual fue una política dura hacia la insurgencia como consecuencia de los fallidos diálogos de paz.¹⁶

13 Lo que dicen los analistas del conflicto armado colombiano es que el país se encuentra en una situación de virtual empate: ninguna de las partes envueltas tiene posibilidades reales de ganar. Eso es lo que parece que ocurre en materia militar (Rubio, 1999, p. 226).

14 Apuesta que representaba la pérdida de soberanía de cinco municipios ubicados en los departamentos de Caquetá y Meta.

15 Fue un programa del Gobierno estadounidense conocido como *Andean Counterdrug Initiative*, el cual contemplaba la financiación de fuerzas militares extranjeras.

16 En mayo de 2002 Álvaro Uribe resultó elegido presidente con el 56% de los votos (véase Cortés et al., 2012, pp. 12-13).

De esta manera, el conflicto se torna más decisivo, tomando un papel superlativo para el Gobierno, ocasionando que sea la vía militar el mecanismo a implementar para la consecución de la paz y por ende del control del territorio. Al ser este un sencillo modelo de control territorial, observamos que para el Estado los ingresos derivados por la obtención del territorio son mayores al período anterior por los réditos políticos que tendrían a futuro. Si bien las confrontaciones aumentaron, originando que los costos $C(F_i)$ fueran mayores para todos, es muy probable que $P_E > P_I$. Esta política de Seguridad Democrática, incluye un importante crecimiento del gasto militar para combatir la guerrilla (véase [Fergusson et al.](#) pp. 17) y la FEC en cambio del Gobierno aumentara, haciendo más “rentable” el conflicto por parte del Estado.

Segundo período de la Seguridad Democrática (2007-2010)

Este periodo tiene comportamientos más debatibles y poco continuos en el conflicto, pero se puede decir que los grupos insurgentes presentaron aumento de sus acciones armadas. En esta etapa del conflicto las estrategias de los dos actores es *atacar*, explicada tanto por una reducción en F_I como de F_E , pero manteniéndose constante la ventaja militar del Estado, explicada en el caso de la insurgencia por la táctica de *guerra de guerrillas* y donde aplican el concepto de *economía de la guerra* visto con anterioridad, con la que se buscaba atacar reduciendo al máximo el costo de operación medida por bajas guerrilleras. Sumado a esto, un ataque guerrillero generaría un efecto negativo acerca de la efectividad de la política de SD, permitiéndoles continuar en el conflicto e incrementar nuevamente sus acciones contra la Fuerza Pública. En este mismo sentido, [Fergusson et al.](#) (2012) encuentran que el Estado también disminuye su actividad militar, lo cual el modelo lo representa con una caída en FE , ya que la eliminación de la insurgencia podría acabar con la ventaja electoral que representaba la existencia de la insurgencia para el presidente Uribe. Estos autores identifican tres eventos del conflicto colombiano que podrían corresponder a una alta probabilidad para derrotar la guerrilla y muestran cómo después de estas acciones el Estado disminuye sus ataques. Sin embargo, continúa la posición favorable a una victoria militar por parte del Estado ($P_E > P_I$).

5. Estrategia empírica

Para el análisis empírico se empleó un modelo *probit*, que permite realizar aproximaciones cuantitativas de la contribución en probabilidad de componentes de carácter rentístico (producción de oro, número de lotes de coca y número de hectáreas sembradas con coca), institucional (dependencia al SGP, desempeño fiscal, esfuerzo fiscal, magnitud de la inversión y ranking de inversión) y geográfico (altura sobre el nivel del mar, distancia del municipio a la capital del departamento y del mercado principal, población y precipitaciones) sobre la incidencia del conflicto. Para tal propósito se utiliza un indicador de conflicto (*indconf*) como variable dependiente, siendo esta una variable dicotómica construida con base en la información disponible en la variable *confarm*, a esta se le asignó el valor de 1 para la existencia de confrontaciones armadas y 0 para el caso contrario. Las variables independientes corresponden a las categorías mencionadas y presentamos sus estadísticas descriptivas en el anexo 3. Es importante aclarar que no se pudo realizar un ejercicio econométrico que involucrara datos de panel por la dificultad de contar con una base de datos que abarcara todo el periodo de estudio; a su vez, esta información presenta problemas de reporte.

Por las restricciones descritas se decidió realizar estimaciones de modelo *probit* con datos de corte transversal, presentando tres estimaciones, correspondientes a los años 2002, 2005 y 2008, que representan al periodo previo y al primero y segundo periodo de la SD, respectivamente. Estos tres años

se eligieron dado que presentaban la mayor cantidad de datos posibles; por lo que la selección de los años en mención y de una variable por categoría fue la combinación más robusta (teniendo en cuenta la significancia, número de datos y criterios de bondad de ajuste que se presentarán más adelante). A continuación se presentan las variables seleccionadas: *lotes* (logaritmo natural del número de lotes con sembrados de coca) como la variable asociada a la viabilidad financiera del conflicto, de ella se espera que su relación sea positiva debido a que ante la presencia de lotes se espera que los insurgentes estén asentados y decidan proteger esos territorios; *desfiscal* (desempeño fiscal) como *proxy* de la presencia y poder institucional, se espera una relación negativa dado que ante un mejor desempeño institucional se espera que el municipio presente menos problemas de orden público; para *ldiscapital* (logaritmo natural a la distancia del municipio a la capital de su departamento) se realiza un análisis exploratorio de la relación de esta variable sobre la incidencia del conflicto, por lo que puede tomar valores positivos o negativos; finalmente, se introducen variables dicotómicas que identifican la pertenencia de un municipio a una región para tratar de identificar localización y procesos de relocalización del conflicto; asumen el valor de 1 en caso de pertenecer a una de las regiones, y 0 en caso contrario, las regiones consideradas son: Andina (And), Caribe (Car), Pacífica (Pac) y Oriental (Ori); esta última comprende las regiones naturales de Amazonia y Orinoquia. De lo anterior se presenta la ecuación a estimar:

$$P_{it} (indconf = 1) = \beta_1 + \beta_2 llotes_{it} + \beta_3 desfiscal_{it} + \beta_4 discapital_{it} + \beta_5 And_{it} + \beta_6 Pac_{it} + \beta_7 Ori_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

donde *i*: indicador del municipio

t = 2002, 2005 y 2008.

Para el ejercicio se decide realizar estimaciones empleando modelos probit de corte transversal y estimando los errores estándar de los coeficientes de forma robusta a fin de obtener parámetros consistentes ante la presencia de heterocedasticidad en la muestra. Se decide presentar la información de las tres estimaciones correspondientes a los años 2002, 2005 y 2008 con la respectiva combinación, con base en los siguientes criterios de bondad de ajuste: el Log Pseudolikelihood, el cual expresa el valor de la función de verosimilitud; el criterio de información AIC (Akaike). Por último, cabe resaltar que los resultados que se muestran a continuación presentan problemas de sesgo de selección, dado que los municipios que no cuentan con información para alguna de las variables serán retirados de la muestra. En la [Tabla 2](#) se muestran los resultados del modelo estimado.

Tabla 2. Modelo probit

Pr(Indconf)	2002	2005	2008
	Coficiente	Coficiente	Coficiente
Llotes	0,1144** (.0679862)	0,1591* (.06208)	0,1665* (.05040)
Desfiscal	0,0022 (.022068)	-0,0157 (.0144735)	0,0115 (.01289)
Ldiscapital	-0,5763* (.20061)	-0,3012 (.2020363)	-0,2372** (.13464)
Andina	0,4851 (.45186)	0,3250 (.3886)	0,2649 (.367852)
Pacífica	0,6756 (.207724)	0,3563 (.41034)	0,1142 (.37054)
Oriental	1.0503* (.5044)	1.1026* (.490)	12868* (.418465)
Cons	2.4367 (1.7941)	21288 (1.3093)	-0,5393 (1.022)

Pr(Indconf)	2002	2005	2008
	Coficiente	Coficiente	Coficiente
Observaciones	121	163	174
Log pseudolikelihood	-56,09	-73,51	-98,95
AIC	1,043	0,988	1,218
AIC*n	126,18	161,02	211,91

El valor en paréntesis presenta las desviaciones estándar robustas de los coeficientes. * significativo al 5% y ** significativo al 10%.

Fuente: Elaboración de los autores.

De las estimaciones se aprecia que el signo de *lotes* es positivo y significativo en los tres años. Para *desfiscal* se encuentra que no es significativa y solo el año 2005 presenta el signo esperado. En *ldiscapital* se halla una relación negativa y significativa en los años 2002 y 2008, indicando que a mayor distancia del municipio respecto a la capital del departamento la probabilidad de presentar conflicto se reduce. Respecto de las variables dicotómicas regionales introducidas para identificar la importancia de una región en la localización del conflicto, se nota que la región *Oriental* presenta una relación positiva y significativa en los tres años.

Con el fin de averiguar robustez en los resultados procedemos a evaluar, a través de un modelo *Logit* también corregido por heterocedasticidad, los efectos de las variables consideradas en la ecuación 8 sobre la incidencia del conflicto; para esto es necesario calcular los efectos marginales, los cuales se presentan en la [Tabla 3](#).

Tabla 3. Efectos marginales

Años	2002		2005		2008	
	Probit	Logit	Probit	Logit	Probit	Logit
Pr(Indconf)	.81057204	.81895022	.83136676	.83755341	.56618776	.57070349
<i>Llotes</i>	.0309919** (.01778)	.031155** (.01694)	.0400641* (.01604)	.0354968* (.0152)	.0655018* (.01989)	.0655602* (.02085)
<i>Desfiscal</i>	.0005917 (.00599)	-.0002936 (.00574)	-.0039556 (.0037)	-.0033442 (.00342)	.0045107 (.00507)	.0046701 (.00529)
<i>ldiscapital</i>	-.1560903* (.05389)	-.144251* (.0518)	-.0758142 (.0504)	-.0724529 (.055)	-.0933256** (.05289)	-.09583** (.05605)
<i>Andina</i>	.1267794 (.11378)	.1170282 (.10177)	.0773609 (.08784)	.0657224 (.08006)	.1031258 (.14125)	.1044748 (.14095)
<i>Pacífica</i>	.1450136** (.08706)	.1265087 (.0785)	.0832312 (.08911)	.0725418 (.08249)	.0447422 (.14449)	.0441227 (.14481)
<i>Oriental</i>	.2444271* (.09871)	.2368353* (.09238)	.2183935* (.07461)	.2083925* (.07724)	.4306821* (.1053)	.4303201* (.10052)

El valor en paréntesis presenta las desviaciones estándar. * significativo al 5% y ** significativo al 10%.

Fuente: Elaboración de los autores.

En las estimaciones, la variable *lotes*, que trata de explicar la viabilidad del conflicto, se encuentra que esta es significativa para los tres años y su aporte en probabilidad en la incidencia del conflicto

por un lote adicional de cultivos de coca es de 0,031 en 2002; 0,041 en 2005; 0,07 en 2008. Se observa tendencia de aumento en la incidencia del conflicto tanto para el modelo *probit* como para el modelo *logit*, evidenciando la importancia de los cultivos de coca en el conflicto. En el caso de *desfiscal*, que se introduce como proxy de la presencia y poder de las instituciones, no se halla evidencia de una relación existente entre esta y la probabilidad de presentar conflicto. Para *ldiscapital* se encuentra que es significativa en los años 2002 y 2008, presentando una relación negativa del 0,156 y 0,09 respectivamente.

Por último, en las variables dicotómicas se encuentra que la región Oriental (Ori) presenta una relación positiva de 0,24, 0,21 y 0,43 en los tres años respectivamente; esta última evidencia la importancia de dicha región para el conflicto y muestra indicios de relocalización del conflicto en ella al presentar aumento en la contribución de probabilidad a la incidencia de conflicto en los municipios pertenecientes a esta región, contrario a lo que ocurre con la región Pacífica (Pac), que es solo significativa en el 2002, con una contribución en probabilidad de incidencia del conflicto del 0,14.

Con el objetivo de capturar si los efectos son los mismos en las regiones, procedemos a tomar muestras diferentes a nivel regional, encontrando que la probabilidad de incidencia del conflicto en la región Andina es significativa en el logaritmo de los lotes de cultivos ilícitos y con el signo esperado por la literatura (véase [Tabla 4](#)). No obstante, cuando controlamos por las regiones Pacífica, Oriental y Caribe los efectos marginales en la incidencia del conflicto no son significativos.¹⁷ Esto puede estar explicado por los problemas de reporte y las características propias regionales. En particular, la presencia de lotes de cultivos ilícitos es inferior en algunas regiones del país, por este motivo la probabilidad de que haya conflicto con el promedio de sus regresores es más alta en las regiones Oriental y Pacífica que en las regiones Oriental y Caribe.

Tabla 4. Efectos marginales región Andina

Variables	2002		2005		2008	
	Probit	Logit	Probit	Logit	Probit	Logit
Pr(indconf)	0.71051457	0.70831327	0.70950645	0.71418419	0.42446347	0.42128766
lotes	.1156516* (.04132)	.111354* (.04238)	.0722517* (.03376)	.0717875* (.03279)	.095181* (.03312)	.0957571* (.03418)
Desfiscal	-.0106479 (.01139)	-.0101684 (.01119)	-.0032856 (.01149)	-.0030505 (.01212)	.0013264 (.0081)	.0013582 (.00816)
ldiscapital	-.0621615 (.12383)	-.0570817 (.12619)	-.0902698 (.16822)	-.1005512 (.19326)	-.0217834 (.08765)	-.015866 (.08465)

El valor en paréntesis presenta las desviaciones estándar. * significativo al 5% y ** significativo al 10%

Fuente: elaboración de los autores.

17 Véase [tablas 5, 6 y 7](#).

Tabla 5. Efectos marginales región Pacífica

Variables	2002		2005		2008	
	Probit	Logit	Probit	Logit	Probit	Logit
Pr(indconf)	0.96476519	0.95056063	0.76813846	0.77006869	0.44379295	0.44430596
lotes	.0301212 (.02443)	.0273487 (.02713)	.0084392 (.02879)	.0071243 (.02727)	.0188719 (.03308)	.0191274 (.03325)
Desfiscal	-.0050752 (.00794)	-.0039114 (.01053)	.0005636 (.00647)	.0007359 (.00602)	.0092197 (.0102)	.0094271 (.01071)
ldiscapital	-.189779 (.12129)	-.180775* (.10362)	-.052044 (.08079)	-.0585831 (.09385)	-.0936315 (.08402)	-.0941856 (.08842)

El valor en paréntesis presenta las desviaciones estándar. * significativo al 5% y ** significativo al 10%.

Fuente: Elaboración de los autores.

Tabla 6. Efectos marginales región Oriental

Variables	2002		2005		2008	
	Probit	Logit	Probit	Logit	Probit	Logit
Pr(indconf)	0.98362662	0.97795317	0.99722853	0.99355836	0.92018451	0.92357732
lotes	-.0158283 (.0111)	-.0150872 (.01023)	.0049122 (.00515)	.0068453 (.00671)	.0484303* (.02323)	.0414366* (.02018)
Desfiscal	.0010614 (.00137)	.0011358 (.00109)	-.0006624 (.001)	-.0008511 (.00144)	.0004861 (.00337)	.0003412 (.00318)
ldiscapital	-.0307873 (.0242)	-.0271586 (.02396)	-.00763 (.00674)	-.0115293 (.00879)	-.0328341 (.05686)	-.03816 (.0493)

El valor en paréntesis presenta las desviaciones estándar. * significativo al 5% y ** significativo al 10%.

Fuente: Elaboración de los autores.

Tabla 7. Efectos marginales región Caribe

Variables	2002		2005		2008	
	Probit	Logit	Probit	Logit	Probit	Logit
Pr(indconf)	0.6048501	0.6122653	0.6843911	0.6882526	0.3426946	0.3340062
lotes	.0309647 (.12483)	.0347189 (.12984)	.0810547 (.06574)	.0793587 (.06385)	.047338 (.05844)	.0499809 (.05505)
Desfiscal	-.0208754 (.01349)	-.0220394 (.01637)	-.0145574 (.01263)	-.0137202 (.01296)	.01384 (.01248)	.0141208 (.01304)
ldiscapital	-.3141822 (.23378)	-.3156908 (.23866)	-.0566467 (.16265)	-.0561327 (.16295)	-.1056286 (.13925)	-.1147866 (.13605)

El valor en paréntesis presenta las desviaciones estándar. * significativo al 5% y ** significativo al 10%.

Fuente: Elaboración de los autores.

6. Conclusiones

Explicar el conflicto armado colombiano por teorías como la de [Collier](#) (1999) representa una visión simplista y limitada para la comprensión del conflicto armado que afronta el país; en vez de ello, se

debe tomar la viabilidad financiera del conflicto colombiano como una condición necesaria, mas no suficiente, para el debido entendimiento del mismo.

Los datos del conflicto colombiano a lo largo de la SD muestran una localización diferenciada de los actores en disputa, centrando sus actividades en territorios distantes de la geografía nacional, donde presentaban ventaja o una mayor necesidad de ejercer acciones que llevaran a una confrontación. En la intensidad del conflicto es posible hablar de una disminución de los niveles más altos de confrontaciones, no obstante el aumento en datos faltantes en la etapa final del segundo periodo de SD, lo que dificulta la idea de una disminución en la intensidad del conflicto. Ahora bien, durante dicho periodo existe notable reducción de las acciones armadas que, de alguna forma, justifican la idea de una reducción en la intensidad del conflicto colombiano.

Para ampliar la visión del conflicto armado se realizó un modelo de teoría de juegos enfocado en la disputa por el control territorial, donde este representa el principal objetivo por parte de los actores en conflicto debido a las ventajas estratégicas, geográficas y económicas que representa el territorio. De esta manera, se encuentra que mientras persistan diferencias en los esfuerzos de combate por parte de uno de los actores del conflicto y la decisividad del mismo sea alta (β) continuará la lucha armada. El ejercicio aplicado para el caso colombiano muestra la continuidad de la confrontación armada, pues las asimetrías en los esfuerzos de lucha han aumentado desde la instauración de la SD, dado que los recursos obtenidos por el Plan Colombia le permitieron al Estado incrementar y mejorar su capacidad militar; al mismo tiempo, la decisividad del conflicto es cada vez mayor porque en la era Uribe derrotar a la insurgencia toma un valor superlativo para la sociedad colombiana. Esto origina que exista aumento en los niveles de intensidad desde la puesta en marcha de la SD y se genere un proceso de relocalización del conflicto producto del repliegue de la insurgencia a las zonas de retaguardia, obligado por tener un esfuerzo de combate inferior al del Estado. Sin embargo, para el segundo período de la SD este trabajo adopta la posición de [Fergusson et al. \(2012\)](#) al señalar que el Estado disminuye sus ataques motivado por temas estrictamente electorales; no obstante, este ejercicio es meramente intuitivo y reconoce la escasez de los datos para determinar una disminución en los niveles de intensidad del conflicto colombiano.

Al realizar el ejercicio econométrico empleando un modelo probit para analizar la incidencia de componentes de carácter rentístico, institucional y geográfico en el conflicto, se halla evidencia sobre la importancia de los cultivos de coca y cómo esta variable aumenta su contribución en probabilidad para el año 2008. A su vez, se aprecia una concentración del conflicto en la región Oriental en 2008, al ser la probabilidad de presentar conflicto en esta región del 43,07%. En este análisis exploratorio, para la distancia a la capital se encuentra que esta presenta una relación negativa en los años estudiados, siendo no significativa solo en el año 2005. Cabe resaltar que el ejercicio econométrico es exploratorio y los resultados están condicionados a la disponibilidad de la información y presencia de sesgo de selección. A ello se suma que en este ejercicio la inclusión de recursos naturales se vio restringida por contar con una muestra con problemas de reporte (datos faltantes) que reducía sustancialmente el número de observaciones en el ejercicio econométrico y que no comprendía totalmente el periodo estudiado, como es el caso de la producción de plata y platino, y de reporte en el caso de la producción de oro, además, no se encontró evidencia de una relación entre estos recursos; aun así, se recomienda que en trabajos que analicen períodos futuros, en el caso de continuar el conflicto colombiano, se incluyan estas variables.

Referencias

- Bonilla, Y. (2011). *Estudio del modelo de las guerras civiles de Paul Collier a través de la Guerra Civil de la antigua Yugoslavia, desde 1991 hasta 1995*. Bogotá: Editorial Universidad del Rosario.
- Castillo, M. del P., & Salazar, B. (2006). Compitiendo por territorios: geografía, redes y guerra irregular. *Economía y Desarrollo*, 5(1), 37-63.
- Collier, P. (1999). On the Economic Consequences of Civil War, *Oxford Economic Papers*, 51(1), 168-183.
- Collier, P., & Hoeffler, A. (2004). Greed and Grievance in Civil War. *Oxford Economic Papers*, 56(4), 563-595.
- Cortés, D., Franco, M. del R., Hincapié, L., & Vargas, J. F. (2012). Seguridad Democrática, presencia de la Policía y conflicto en Colombia. *Desarrollo y Sociedad*, 69, 11-32.
- Díaz, A. M., & Sánchez, F. (2004). Geografía de los cultivos ilícitos y el conflicto armado en Colombia. *Documentos CEDE*, 18, 1-78.
- Echandía, C. (2011). *Situación actual de las FARC: un análisis de los cambios en las estrategias y la territorialidad (1990-2011)*. Bogotá: Fundación Ideas para la Paz.
- Fearon, J. (2005). Primary Commodity Exports and Civil War. *Journal of Conflict Resolution*, 49(4), 483-507.
- Fergusson, L., Torvik, R., Robinson, J., & Vargas, J. F. (2012). The need for enemies. *Nber Working Paper*, 18313.
- Hirshleifer, J. (1995). Theorizing about conflict. *Handbook of Defense Economics*, 1, 165-189.
- Humphreys, M. (2005). Natural Resources, Conflict, and Conflict Resolution. *Journal of conflict resolution*, 49(4).
- Montenegro, A., & Posada, C. E. (1995). Criminalidad en Colombia. *Coyuntura Económica*, 25(1), 1-50.
- Restrepo, J. (2001). Análisis económico del conflicto interno. *Mimeo*, Departamento de Economía, Royal Holloway, Universidad de Londres.
- Ross, M. (2004). What Do We Know about Natural Resources and Civil War? *Journal of Peace Research*, 41(3), 337-356.
- Rubio, M. (1999). *Crimen e impunidad, precisiones sobre la violencia*. Bogotá: Tercer Mundo editores - CEDE.
- Schelling, T. (1960). *The strategy of conflict*. Londres: Oxford University Press.
- Vargas, J. F. (2012). The persistent Colombian conflict: subnational analysis of the duration of violence. *Defense and Peace Economics*, 23(2), 203-223.
- Valencia, G. (2006) La economía frente al conflicto armado interno colombiano, 1990-2006. *Perfil de Coyuntura Económica*, 8, 141-174.
- Wooldridge, J. (2006). *Introducción a la econometría*, 2.ª edición. Madrid: Thomson.

Anexo 1

Tabla 1A. Variables de referencia

Variable	Fuente	Periodo	Unidad de medida
Código DANE	Instituto Geográfico Agustín Codazzi (IGAC)	2010	
Departamento, municipio, área del municipio	IGAC	2010	
Confrontaciones armadas	Vicepresidencia de la República	1999-2009	Número de confrontaciones por municipio
Población	DANE	2002-2010	Número de habitantes
Acciones armadas de las FARC	Vicepresidencia de la República	1999-2009	Número de acciones armadas
Acciones armadas del ELN	Vicepresidencia de la República	1999-2009	Número de acciones armadas
Acciones armadas de las Fuerzas Armadas	Vicepresidencia de la República	1999-2009	Número de acciones armadas
Altura sobre el nivel del mar	IGAC-Cálculos CEDE		Metro
Precipitaciones	IGAC-Cálculos CEDE		
Distancia del municipio a la capital del departamento	IGAC-Cálculos CEDE		Kilómetro
Distancia al mercado principal	IGAC-Cálculos CEDE		kilómetro
Lotes sembrados de coca	SIMCI (Sistema de Información y Monitoreo de Cultivos Ilícitos)	1999-2010	Número de lotes
Área sembrada de coca	SIMCI	2002-2010	Hectárea
Dependencia al SGP (Sistema General de Participaciones)	DNP	2002-2009	Transferencias del SGP/ ingresos totales*100
Desempeño fiscal	DNP	2002-2009	Indicador sintético de desempeño fiscal
Esfuerzo fiscal	DNP	2005-2010	(Ingresos tributarios /Ingresos totales) x 100
Magnitud de la inversión	DNP	2002-2009	(Inversión total / Gastos totales) x 100
Ranking de inversión	DNP	2002-2009	Posición asignada al municipio en la nación según indicadores.
Presencia del Ejército	Ejército Nacional	2012	1 presencia, 0 no hay presencia
Presencia de la Armada	Armada Nacional	2012	1 presencia, 0 no hay presencia
Presencia de la Fuerza Aérea	Fuerza Aérea	2012	1 presencia, 0 no hay presencia

Fuente: Elaboración de los autores.

Anexo 2

Tabla 2A. Estadísticas descriptivas por nivel de intensidad

Período 2003-2006	Intensidad 0		Intensidad 1		Intensidad 2		Intensidad 3	
	Media	desviación	Media	desviación	Media	desviación	Media	desviación
Población	18478,1	40254,1	18920,2	29368,4	19428,6	29101,5	23138,4	33367,0
Altura	1296,6	936,3	1101,6	860,0	939,2	782,7	858,8	769,3
Precipitaciones	1706,6	914,5	1986,8	1096,2	2198,5	1175,7	2463,1	1194,5
Distancia a la capital del departamento	120,1	96,4	120,3	99,2	122,1	100,8	114,0	90,3
Presencia del Ejército	0,0	0,2	0,1	0,3	0,2	0,4	0,3	0,5
Presencia de la Armada	0,0	0,1	0,0	0,1	0,0	0,2	0,0	0,2
Presencia de la Fuerza Aérea	0,0	0,1	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0	0,2
Área de cultivos de coca	173,5	417,0	254,3	541,2	524,7	1025,9	767,5	1302,9

Período 2007-2009	Intensidad 0		Intensidad 1		Intensidad 2		Intensidad 3	
	Media	desviación	Media	desviación	Media	desviación	Media	desviación
Altura	1250,2	917,4	1021,8	837,3	900,7	795,0	815,1	762,7
Precipitaciones	1773,6	958,0	2139,5	1240,3	2274,8	1219,7	2404,4	1298,0
Distancia a la capital del departamento	117,5	93,0	124,9	107,8	130,1	109,3	117,6	87,0
Presencia del Ejército	0,1	0,2	0,1	0,3	0,2	0,4	0,4	0,5
Presencia de la Armada	0,0	0,1	0,0	0,2	0,0	0,2	0,1	0,3
Presencia de la Fuerza Aérea	0,0	0,1	0,0	0,1	0,0	0,1	0,1	0,2
Área de cultivos de coca	166,7	356,7	335,6	496,2	533,9	712,8	1012,8	1486,4

Fuente: Elaboración de los autores.

Instructions for Authors

Aims and Scope

Ecós de Economía is an international journal of applied economics, with a particular interest in the quantitative analysis of economic, financial, and public policy issues and/or themes related to Latin America. Articles that include and analyze national data are particularly welcome, since these data are often unavailable to international researchers outside the region. The journal is not interested in manuscripts that are solely conceptual in nature.

Preferred and Acceptable Languages

Manuscripts in English are preferred, but manuscripts in Spanish are acceptable. Authors should be aware that articles in English have an international audience, while articles in Spanish have a regional audience. Communication with authors and reviews of manuscripts will proceed in the language in which the authors initially contact the journal and/or in the language used in the manuscript.

Publication Schedule

Ecós de Economía is published in June and December, but articles will be posted on-line shortly after acceptance.

Submission of a Manuscript Precludes Submission to Another Journal

Authors sending manuscripts to the journal must provide exclusive rights of publication to Ecós de Economía. As a consequence, submission to the journal precludes the authors from submitting the manuscript to any other journal for review until they are notified by Ecós de Economía that their manuscript is no longer under consideration for publication. Authors will be required to provide a copyright to the journal prior to publication.

Procedure for the Review of Submitted Manuscripts

The journal follows a two-part process to provide an efficient review of submitted manuscripts. The Editor-in-Chief, in consultation with the appropriate Associate Editor(s), first reviews the manuscript to determine whether it potentially could provide a valuable contribution to the applied economics literature. In making the initial decision he considers the pertinence of the topic, the validity of the analysis, and the quality of the presentation. If he finds the manuscript promising, he sends it to a referee in the appropriate field for a thorough, written review.

In the event that the Editor-in-Chief rejects the manuscript after the initial review, the corresponding author is notified of the decision and is not provided with a written review. If the manuscript is sent for a thorough review, this review will be provided to the authors regardless of the decision on publication following this review.

Acceptable Format for Submitted Manuscripts

Articles should be provided in electronic form in WORD or PDF and sent to journal's email address. If the article includes photos or graphics, they should be sufficiently clear to permit evaluation of the manuscript. Better quality photos or graphics may be required for publication. When the articles possess mathematical information and/or econometrics these should be done directly in letter Swis 721 LtCnBt, size 10.5 with the formulas solely in Word (Microsoft Editor in equations 3.0) to avoid problems of presentation. Tables should be with tabs and not have `insert table`. The article should not exceed 10,000 words, and shorter articles are preferred. Manuscripts should be provided in 1.5 spacing and in 12 point font. In special cases the editorial committee will accept initial manuscripts in a different format.

Each article should contain the following:

- A title in English. If the manuscript is in Spanish, a title in English must also be provided).
- An abstract in English of no more than 100 words describing the objective, methodology and principal conclusions. If the article is in Spanish, the abstract must be provided in Spanish and English.
- Key words (Spanish and English); minimum three, maximum five.
- JEL classification code(s); at least one
- Details of the author: name, academic level, email address and postal address, institutional affiliation (current institution of work, faculty, department, office, etc). If belonging to a research group, the name of the group should be noted.
- The article should contain at least five sections that include an introduction, the methodology, the results, the conclusions, and references. Articles presenting model results should consider including the relevant data in an appendix.

Quotes and References

Ecos de Economía adopts the APA 6ta. ed. system for quotations and references.

- Short textual quotes of 3 lines or more are incorporated in the text using quotation marks to indicate them. Longer textual quotes are separated from the text and tabbed from the left margin without need for quotation marks. In both cases, the source should be cited completely, eg. author, year and number of page (Ortiz, 1999, p.2). Quotes are eliminated from the foot of the page, except in using them as clarifying notes. At the end of the article are listed all bibliographical references used in alphabetical order.
- Paraphrases should contain only the author's name and year of publication (Ortiz, 1999).
- If the work has more than three authors, they are cited the first time with all the surnames, and thereafter with the surname of the first author only, followed by the phrase et al.
- If there are more than six authors, et al. is used from the first mention.

- At the end of the article should appear the bibliographical references (only those used inside the text). They are organised in alphabetical order while works by the same author are ordered chronologically using French indentation with double spacing.

Books

Surname, Name. (Year). Title. City: Editorial.

Capital of books or works of reference

Surname, N. & Surname, N. (Year). Title of chapter or entry. In Surname, N. (Ed.), Title of book. (pp.xx-xx). City: Editorial.

Books in electronic form

Surname, N. (Year). Title. Sourced from <http://www.xxxxxxx.xxx>

Articles from printed journals

Surname, N. (Year). Title of article. Title of publication, volume (number), pp. xx-xx.

Articles from the Web

Surname, N. (Year). Title of article. Title of publication, volume (number), pp. xx-xx. Sourced from <http://www.xxxxxxx.xxx>

Articles of daily publication, from the Web

Surname, N. (Year, day of the month). Title of article. Title of publication. Sourced from <http://www.xxxxxxx.xxx>

Please submit papers online to: www.eafit.edu.co/ecos

UNIVERSIDAD
EAFIT[®]

