

¿Exuberancia de los precios de la vivienda en Colombia?

Juan Camilo Pardo Niño

Documento CEDE

Estudiantes

28

Junio de 2021

Serie Documentos Cede, 2021-28 ISSN 1657-7191

Edición electrónica. Junio de 2021

© 2021, Universidad de los Andes, Facultad de Economía, CEDE. Calle 19A No. 1 – 37 Este, Bloque W. Bogotá, D. C., Colombia Teléfonos: 3394949- 3394999, extensiones 2400, 2049, 2467

infocede@uniandes.edu.co

<http://economia.uniandes.edu.co>

Impreso en Colombia – Printed in Colombia

La serie de Documentos de Trabajo CEDE se circula con propósitos de discusión y divulgación. Los artículos no han sido evaluados por pares ni sujetos a ningún tipo de evaluación formal por parte del equipo de trabajo del CEDE. El contenido de la presente publicación se encuentra protegido por las normas internacionales y nacionales vigentes sobre propiedad intelectual, por tanto su utilización, reproducción, comunicación pública, transformación, distribución, alquiler, préstamo público e importación, total o parcial, en todo o en parte, en formato impreso, digital o en cualquier formato conocido o por conocer, se encuentran prohibidos, y sólo serán lícitos en la medida en que se cuente con la autorización previa y expresa por escrito del autor o titular. Las limitaciones y excepciones al Derecho de Autor, sólo serán aplicables en la medida en que se den dentro de los denominados Usos Honrados (Fair use), estén previa y expresamente establecidas, no causen un grave e injustificado perjuicio a los intereses legítimos del autor o titular, y no atenten contra la normal explotación de la obra.

Universidad de los Andes | Vigilada Mineducación Reconocimiento como Universidad: Decreto 1297 del 30 de mayo de 1964. Reconocimiento personería jurídica: Resolución 28 del 23 de febrero de 1949 Minjusticia.

CEDE

Centro de Estudios sobre Desarrollo Económico

Documento CEDE

Estudiantes

Los documentos CEDE-Estudiantes contienen los resultados de las tesis de maestría (PEG o MEcA) de los estudiantes de la Facultad que se consideran merecedoras de este honor. Extraordinariamente por postulación de al menos un profesor de planta de la Facultad; se pueden considerar trabajos de estudiantes de pregrado.

¿Exuberancia de los precios de la vivienda en Colombia? *

Juan Camilo Pardo Niño **

Resumen

El presente documento evidencia la existencia de burbujas en el precio de la vivienda en Colombia (a nivel nacional y de ciudades) entre el período 1995-2019. Para comprobar su presencia se utiliza la prueba de detección de burbujas propuesta por Phillips et al. (2015) al ratio precio-renta y a una medida del componente no fundamental del precio de la vivienda, encontrando varios períodos de comportamiento exuberante. Además, se demuestra la existencia de migración de burbujas desde Medellín hacía siete ciudades receptoras (entre nueve posibles), cuyas intensidades son cambiantes en el tiempo. Los resultados tienen importantes implicaciones para el diseño de políticas públicas dado que utiliza un mecanismo de detección en tiempo real.

Clasificación JEL: G01; G12; C22.

Palabras clave: Precios Vivienda, Burbujas Inmobiliarias; Migración de Burbujas; Fundamentales.

*Universidad de los Andes. Calle 19 A 1 Este-37. Bogotá, Colombia. Dirección de correo electrónico: jc.pardo11@uniandes.edu.co. Agradezco profundamente al profesor Jose Eduardo Gomez Gonzalez por acompañarme en mi proceso de elaboración de tesis de maestría en Economía. De igual modo, agradezco al Departamento Nacional de Estadística (DANE) y al Banco de la República, por proveer los datos necesarios para la elaboración del presente trabajo.

**Estudiantes de la facultad de Economía. Universidad de los Andes (Bogotá - Colombia). Email: jc.pardo11@uniandes.edu.co.

Exuberance of Housing Prices in Colombia? *

Juan Camilo Pardo Niño[†]

Abstract

This document report evidence of the existence of house price bubbles in Colombia (as a country and several cities) between 1995-2019. To verify its presence, I apply the bubble detection test proposed by Phillips et al. (2015) to the price-to-rent ratio and a measure of the non-fundamental component of housing prices, finding several episodes of exuberant behavior. In addition, I show evidence of the existence of bubble migration from Medellín to seven cities (out of nine possible) whose intensities are time-varying. The results have important implications for the design of public policies since it uses a real-time detection mechanism.

JEL Classification: G01; G12; C22.

Keywords: Housing price, Housing bubble; Bubble migration; Fundamentals.

*Universidad de los Andes. Calle 19 A 1 Este-37. Bogotá, Colombia. Email: jc.pardo11@uniandes.edu.co. I deeply thank Professor Jose Eduardo Gomez Gonzalez for accompanying me in my process of preparing my Master's thesis in Economics. In the same way, I thank the National Department of Statistics (DANE) and the Banco de la República for providing me the necessary data for the preparation of this work.

[†]Economics Student at the Universidad de los Andes. Universidad de los Andes (Bogotá - Colombia). Email: jc.pardo11@uniandes.edu.co.

1. Introducción

Durante las últimas décadas, las crisis económicas a nivel mundial han estado precedidas por colapsos en el precio de activos. En efecto, se puede encontrar a los países latinoamericanos en los años ochenta (crédito, tasa de cambio y materias primas), la crisis en el sureste asiático de finales de los años noventa (acciones, vivienda y crédito), la Dot-Com del nuevo siglo (acciones), la crisis del 94 en México (tasa de cambio), y la crisis financiera global de 2008 (vivienda). Estos eventos implicaron contracciones económicas profundas y afectaciones directas en el bienestar de los agentes.

El caso particular de colapsos de burbujas en el precio de la vivienda conlleva a la reducción en los niveles de consumo, con implicaciones directas sobre la riqueza de los hogares y las pérdidas no anticipadas sobre los prestatarios (Case, 2005). Además, produce un deterioro de la cartera con repercusiones directas sobre el sistema financiero, se contrae el poder adquisitivo de los agentes y la actividad productiva del sector de la construcción cae, de modo que se entra en una espiral que pone en riesgo la estabilidad macroeconómica y financiera. Adicionalmente, el buen aporte de Garcia et al. (2019) destaca que las burbujas en el precio de la vivienda suelen estar acompañadas por crisis crediticias como ocurrió a finales del siglo XX. Esto mismo lo resalta Villa (2015) quien encuentra una correlación negativa entre el precio de la vivienda y la calidad de la cartera hipotecaria para Colombia.

En línea con esto, el presente documento quiere dar respuesta a: 1) la existencia de burbujas en el precio de la vivienda en Colombia -y sus principales ciudades-, y 2) detectar la presencia de migración de burbujas entre ciudades. Con el fin de lograr este objetivo, se utilizará el método de detección en tiempo real propuesto por Phillips et al (2015) el cual permite establecer los períodos de tiempo en que se presentan las burbujas y la metodología de transmisión de burbujas planteado por Greenaway et al. (2016). Además, es importante destacar que en lugar de enfocarse únicamente en los precios agregados de la vivienda a nivel nacional, se usan datos para 10 ciudades: Bogotá, Medellín, Barranquilla, Bucaramanga, Cali, Cartagena, Manizales, Pasto, Pereira y Villavicencio. Esto se hace con el propósito de reconocer la naturaleza heterogénea de los mercados locales y permitir la evaluación de migración entre estos.

Siguiendo a Brunnermeier (2008), las burbujas son períodos en donde el precio del activo se desvía sostenidamente de su valor fundamental debido a las expectativas de los participantes del mercado sobre un aumento futuro en su precio. Es decir, períodos en donde existe un desalineamiento entre el precio de un activo y los fundamentales que lo determinan. Para efectos del presente trabajo, se considera un período de comportamiento explosivo igual o mayor a 6 meses -como en Gomez et al. (2018)-.

Dado la trascendencia y las implicaciones que trae el colapso de una burbuja, se vuelve imprescindible su detección temprana. Según el discurso otorgado por Donald Kohn en el año 2008, la detección de burbujas en tiempo real posee una importancia que descansa sobre tres puntos. Primero, sirve como una herramienta para los hacedores de política con el fin de tomar decisiones más informadas. Segundo, apoya a los Bancos Centrales en su toma de decisión sobre política monetaria. Tercero, tiene efectos positivos sobre el desempeño económico a futuro, reduciendo la probabilidad de existencia de burbujas, y por ende, de sus implicaciones.

En este sentido, desde la metodología se aplica la prueba de detección para dos indicadores tanto a nivel nacional como a nivel de ciudades: 1) ratio precio-renta, tradicionalmente usado por la literatura, y 2) componente no fundamental del precio de la vivienda, entendido como la diferencia entre el precio observado y el componente fundamental calculado. Este último se computa siguiendo un sistema VAR propuesto por Shi (2017). Los datos para ambos tienen una temporalidad mensual entre abril de 1995 y diciembre de 2019, a nivel nacional y de ciudades, y los resultados varían dependiendo de su evaluación. Adicionalmente, bajo el cálculo del componente no fundamental se tienen en consideración las condiciones macroeconómicas, algo que no ocurre a partir del ratio precio-renta.

De este modo, utilizando el ratio precio-renta se identifican burbujas para todas las ciudades y usando el componente no fundamental se encuentran comportamientos exuberantes para ocho de las diez ciudades (Barranquilla, Medellín, Cartagena, Cali, Manizales, Pereira, Villavicencio y Pasto). Es importante mencionar que este es el primer trabajo en calcular el componente no fundamental del precio de la vivienda para Colombia (y sus ciudades) y detectar la presencia de burbujas a nivel de ciudades.

Adicionalmente, dado por la disponibilidad de los datos, a nivel nacional se utiliza el Índice de Precios de Vivienda Usada (IPVU) calculado por el Banco de la República y a nivel de ciudades se hace uso del Índice de Precios de la Vivienda Nueva (IPVN) calculado por el DANE. Ambos incluyen los tipos: Vivienda de Interés Social (VIS) y Vivienda de no Interés Social (no VIS). En este sentido, no está incluida la Vivienda de Interés Prioritario (VIP).

Además de su existencia, es de menester evaluar la migración de burbujas entre ciudades. Su importancia radica en que la transmisión aumenta el número de burbujas, llevando a afectar las condiciones socioeconómicas de la población de cara a su colapso y creando peores escenarios frente al comportamiento de la actividad productiva. Frente a esto, Gomez et al. (2018) y Greenaway et al. (2016) plantean políticas tributarias para suavizar la migración y techos con respecto al apalancamiento máximo que pueden tomar los hogares.

Notablemente, este es el primer trabajo en estudiar la transmisión de burbujas entre ciudades para el caso colombiano. En particular, se hace uso de la literatura de Centro-Periferia y se miden las intensidades de migración de forma variante en el tiempo, haciendo uso de la metodología propuesta por Greenaway et al. (2016). Su procedimiento consiste en la estimación de una serie de regresiones de contagio que arroja un vector de coeficientes variantes en el tiempo, los cuales se usarán posteriormente para determinar si hubo o no hubo migración. Los resultados demuestran que efectivamente existe un comportamiento migratorio de burbujas entre ciudades con intensidades cambiantes en el tiempo. En efecto, estas se han originado en Medellín y han migrado hacia Barranquilla, Cali, Cartagena, Manizales, Pasto, Pereira y Villavicencio.

Para efectos del análisis, el presente documento se divide en 6 secciones. En la sección 2 se presenta la literatura relevante. La sección 3 muestra el marco de referencia metodológico bajo el que se basa el análisis empírico. La sección 4 contiene la descripción de los datos. La sección 5 expone los resultados. La sección 6 plantea la discusión.

2. Revisión de literatura

En este sentido, los métodos más usados de detección son desarrollados sobre el modelo de valor presente y el supuesto de burbuja racional. El primero define el precio de un activo como la suma descontada de los flujos futuros (renta) en la ausencia de burbujas. Blanchard et al. (1982) encuentran que resolviendo el problema de optimización del consumidor y asumiendo la no presencia de burbujas y no arbitraje, el precio de un activo financiero es igual al valor presente de los flujos futuros descontados (para este caso en específico, los flujos futuros de arriendo); esto se refiere al componente fundamental. El segundo plantea que las burbujas racionales se originan cuando los inversionistas están dispuestos a pagar un monto por encima del valor fundamental con el fin de adquirir el activo.

Ahora bien, con respecto a las metodologías de detección, Shiller (1981) realiza el primer intento de detección a partir del test de límites de varianza, sin embargo, la literatura ha demostrado sus problemas en cuanto al sesgo de varianza en pequeñas muestras y al no cumplimiento de la desigualdad -Flavin (1983) y Kleidon (1986)-. Por su parte, Diba et al. (1988) introducen el método de detección más utilizado para detectar la existencia de burbujas en el precio de activos. Su procedimiento plantea la prueba de raíz unitaria de cola derecha y la prueba de cointegración, consideradas las pruebas tradicionales en el cálculo de burbujas. No obstante, y a pesar de su relevancia, Evans (1991) encontró una seria limitación dado que demuestra que la prueba pierde poder de significancia cuando la muestra incluye múltiples burbujas que surgen y colapsan.

Con el fin de solucionar esta limitación y aunque algunos autores plantean que las burbujas del precio en los activos no deberían combatirse, dado que no es posible detectarlas en su fase inflacionaria -Cooper (2008)-, Phillips et al. (2015) proponen la prueba de Dickey Fuller Aumentada (ADF, por sus siglas en ingles) la cual: a) mejora el poder de significancia, y b) propone una metodología de detección en tiempo real. Esta comprende una prueba de raíz unitaria de cola derecha que permite la evaluación de la muestra a partir de ventanas variables de análisis y posibilita el cambio de período de inicio de la prueba. Para esto, hace uso del BSADF y GSADF (la computación del supremo del BSADF) con el fin de evaluar la existencia de burbujas, y detectar las fechas de inicio y de finalización. En efecto, su aplicación ha sido extendida a múltiples estudios en consideración de economías desarrolladas para detección de burbujas dentro del mercado accionario, materias primas, tasas de cambio y mercado de vivienda -Gomez et al. (2018), Shi (2017), Chuli et al. (2017), Maldonado et al. (2016)-. De esta manera, dado el alcance de la metodología y su robustez, en el presente documento se hará uso de ella.

Con respecto a los indicadores utilizados en la literatura, comúnmente se evalúa la presencia de burbujas a partir del ratio precio-renta. No obstante, Shi (2017) plantea que la detección usando este indicador está sujeto a falsos positivos. Es decir, el arriendo es insuficiente como único determinante de los fundamentales. Con el fin de solucionar esta limitación, propone hacer uso de factores macroeconómicos que afectan los fundamentales del mercado de vivienda a través de la renta y la tasa de interés real. Para lograr este objetivo, por medio de un sistema VAR calcula una proxy del precio fundamental de la vivienda. Posteriormente, al componente que queda como residuo (resta entre el precio observado y el fundamental) le aplica la prueba de detección de Phillips et al. (2015) para evaluar si existe la presencia de un comportamiento explosivo. Bajo esto, estudia la existencia de burbujas en 21 áreas metropolitanas de EEUU (y a nivel nacional), entre el período 1978-2015, detectando su existencia en 18 zonas. Esto se replica en el presente trabajo de manera idéntica para el caso de Colombia (y sus ciudades).

Por su parte, Gomez et al. (2018) demuestran la existencia de burbujas en el precio de la de vivienda para varias provincias de Canadá y a nivel nacional, usando datos mensuales entre 1986-2017. En su estudio hacen uso de: 1) la metodología propuesta por Shi (2017) con el fin de calcular el componente fundamental y después el no fundamental, y 2) la prueba de detección de burbujas introducida por Phillips et al. (2015) al ratio precio-renta y al componente no fundamental.

Respecto a la migración de burbujas existen dos frentes en la literatura. El primero es el referente a la interdependencia entre los precios a nivel de país y su migración a lo largo de otros países. Gomez et al. (2018) encuentran cinco episodios de migración de burbujas del

precio de la vivienda entre los años 1970-2015 usando información de países de la OCDE. De hecho, demuestran que todos los episodios de migración fueron originados en EEUU previo a la crisis financiera de 2008.

El segundo se refiere a la migración de burbujas entre regiones del mismo país. En primer lugar, Phillips et al. (2011) proponen una prueba de detección de burbujas con el coeficiente de transmisión constante en el tiempo. En este sentido, Greenaway et al. (2016) plantean un nuevo método de migración de burbujas para el caso de Nueva Zelanda, donde el coeficiente de transmisión es cambiante en el tiempo. En particular, encuentran que el mercado de Auckland dio el arranque a las burbujas en demás áreas metropolitanas. De igual modo, Gomez et al. (2018) encuentran evidencia de migración en el precio de burbujas en Canadá usando la metodología propuesta por Greenaway et al. (2016). En especial, British Columbia es el principal epicentro de generación de burbujas que se trasladan hacia las demás provincias.

Referente al campo de las burbujas en el precio de la vivienda, la literatura es escasa para Colombia. Gomez et al. (2015) encuentran la existencia de burbujas en el precio de la vivienda (a nivel nacional) usando el ratio-precio renta bajo diferentes deflatores del precio y tamaño de ventanas. En su estimación usan la metodología de detección propuesta por Phillips et al. (2011), sin embargo, esta pierde poder de significancia cuando dentro de la muestra analizada existe más de un período de exuberancia. Por otra parte, Salazar et al. (2012) utilizan un sistema VAR restringido para calcular el peso de los fundamentales en el precio de la vivienda en Colombia y determinar si hay un desajuste entre el precio calculado y el observado. Sus resultados sugieren que no existe un desajuste y que el aumento del precio se debe al encarecimiento del suelo y al aumento de la demanda. Sin embargo, no es claro si realmente el precio del suelo determina el precio de la vivienda, o viceversa. Unas expectativas de valorización futura de la vivienda tienen una incidencia directa sobre el aumento en el precio del suelo. Por su parte, Sanchez et al. (2013) detectan la presencia de burbujas en el precio de la vivienda para Bogotá, identificando su existencia para los barrios de estrato alto a partir de la metodología propuesta por Phillips et al. (2011) y Villa (2015) encontró la presencia de burbujas inmobiliarias en Colombia (a nivel agregado) entre los años 1998-1999 y durante la crisis financiera de 2008 a partir del uso de diferentes filtros que permitieran establecer los picos dentro de los ciclos del precio.

De acuerdo a lo expuesto, el presente documento utilizará la metodología propuesta por Phillips et al. (2015) para detectar la presencia de burbujas a nivel nacional y de ciudades, y tomará el sistema VAR propuesto por Shi (2017) para estimar el componente fundamental que servirá como insumo para el cálculo del componente no fundamental. Este es el primer trabajo que usa tal metodología para el caso colombiano. Con respecto a la migración, se utiliza la metodología de Greenaway et al. (2016).

3. Especificación del modelo y enfoque econométrico

3.1. Precio de un activo

Una burbuja puede ser definida mediante la formula estándar del precio de un activo:

$$P_t = \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r_f} \right)^i E_t(D_{t+i}) + b_t \quad (1)$$

Donde P_t es el precio del activo después de descontarle los dividendos, D_{t+i} es el dividendo que recibe en el período $t+i$, b_t es el componente de burbuja variable en el tiempo y r_f es la tasa libre de riesgo. Esto quiere decir que el componente de burbuja corresponde a la diferencia entre el precio en el período t y la suma descontada de los pagos futuros.

Ahora bien, dado que se quiere estudiar el mercado de vivienda, D_t se reemplaza por R_t (renta en el período t). Bajo esto y teniendo en cuenta la estructura de la ecuación (1), el ratio precio-renta se puede expresar en términos del componente fundamental y la burbuja de la siguiente manera:

$$p_t - r_t = f_t + b_t \quad (2)$$

Donde p_t se refiere al logaritmo de P_t , r_t es el logaritmo de R_t , f_t es el componente fundamental y b_t es la burbuja. Dado que el comportamiento del precio puede ser exuberante debido a la renta, Phillips et al. (2011) plantean que las pruebas se realicen al ratio precio-renta, el cual no puede comportarse de manera explosiva en ausencia de burbujas. Es decir, existe la presencia de una burbuja en una situación en la que el ratio precio-renta excede los fundamentales que lo determinan. En este sentido, b_t satisface la propiedad submartingala (Diba et al., 1988):

$$E_t(b_{t+1}) = (1+r_f)b_t \quad (3)$$

Esto quiere decir que en presencia de burbujas especulativas en el precio de la vivienda, el ratio precio-renta definido como la suma del fundamental y las burbujas, sigue un comportamiento explosivo dado por b_t . En efecto, la condición de ausencia de burbujas es $b_t = 0$ (ratio precio - renta es igual al componente fundamental). No obstante, si $b_t \neq 0$ el ratio precio-renta tiene un comportamiento explosivo y hay presencia de burbuja(s).

3.2. Componente fundamental

Considere el retorno de un período de la vivienda:

$$V_{t+1} = \frac{P_{t+1} + R_{t+1}}{P_t} \quad (4)$$

Donde P_t es el precio de la vivienda en el período t y R_t es el arriendo de la vivienda. A partir del método usado por Campbell, et al. (1988), se puede expresar la aproximación log-lineal de la ecuación (4) -usando la aproximación de Taylor de primer orden-, la cual queda de la siguiente forma:

$$p_t = \kappa + \rho p_{t+1} + (1 - \rho)r_{t+1} - v_{t+1} \quad (5)$$

Donde v_{t+1} es el logaritmo de V_{t+1} , p_{t+1} es el logaritmo de P_{t+1} , r_{t+1} es el logaritmo de R_{t+1} , $\rho = \frac{e^{\bar{p}}}{e^{\bar{p}} + e^{\bar{r}}}$ y $\kappa = -\log(\rho) + (1 - \rho)(\bar{p} - \bar{r})$, y \bar{p} y \bar{r} son las medias muestrales de p_t y r_t (precio real de la vivienda y renta real). Ahora, iterando la ecuación (5) para adelante resulta la siguiente expresión:

$$p_t = \frac{\kappa}{1 - \rho} + (1 - \rho) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j r_{t+1+j} - \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j v_{t+1+j} + b_t \quad (6)$$

$$b_t \equiv \lim_{j \rightarrow \infty} \rho^j p_{t+j} = \frac{1}{\rho} b_{t-1} \quad (7)$$

En donde el componente de burbuja satisface la ecuación (3), es decir, satisface la propiedad submartingala. De este modo, usando las ecuaciones (2) y (6) se obtiene la siguiente expresión:

$$p_t - r_t = f_t + b_t \quad (8)$$

$$f_t \equiv \frac{\kappa}{1 - \rho} + \sum_{k=0}^{\infty} \rho^k (\Delta r_{t+1+k} - v_{t+1+k}) \quad (9)$$

Así como asumen Campbell et al (2009), Sun et al (2013), Shi (2017) y Gomez et al (2018), resulta que el logaritmo del retorno de la vivienda (v_{t+1}) es igual a la suma de la tasa de interés real libre de riesgo (i_{t+1}) y la prima de riesgo variante en el tiempo (φ_{t+1}). Este último término es entendido como la suma de la prima de riesgo esperada en el largo plazo (φ) y un error con perturbación de media cero (ϵ_t). Así las cosas, el logaritmo del retorno se puede expresar como $v_{t+1} = \varphi_t + i_{t+1} + \epsilon_{t+1}$. Con esto, tenemos que el componente fundamental del mercado de vivienda resulta en la siguiente expresión:

$$\hat{f}_t = \frac{\tilde{\kappa} - \hat{\varphi}_t}{1 - \tilde{\rho}} + \left[\sum_{k=0}^{\infty} \tilde{\rho}^k \Delta \hat{r}_{t+1+k} - \sum_{k=0}^{\infty} \tilde{\rho}^k \hat{i}_{t+1+k} \right] \quad (10)$$

$\tilde{\kappa}$ y $\tilde{\rho}$ son parámetros calibrados con base en datos históricos y $\hat{\varphi}_t$ es estimado mediante

mínimos cuadrados recursivos como el intercepto de la regresión con forma $(v_{t+1} - i_{t+1}) = \varphi_t + \epsilon_t$. Estas estimaciones se desarrollan mediante una expansión hacia adelante con una ventana de mínimo 12 observaciones (ver *Sección 5,1*).

De este modo, el componente fundamental depende del crecimiento de la renta real y de la tasa de interés real libre de riesgo, las cuales serán pronosticadas usando variables macroeconómicas (crecimiento anual del PIB per cápita, crecimiento anual poblacional y crecimiento anual del empleo). Con esto, es indispensable descomponer el ratio precio-renta en el componente fundamental y no fundamental con el fin de evaluar la existencia de burbujas. Esto se hace a partir del componente no fundamental (residual), que parte de la diferencia entre el ratio precio-renta y el componente fundamental.

3.3. Sistema VAR

La predicción de la tasa de interés real y el crecimiento de la renta real se sustenta en un sistema VAR restringido. De esta forma, se usarán modelos VAR separados por ciudad y a nivel nacional, donde ΔY_t , ΔL_t y ΔN_t , denotan el crecimiento del PIB per cápita real, el crecimiento del empleo y el crecimiento poblacional, respectivamente. Además, Z_t^j corresponde al vector que contiene las variables de la ciudad j en el tiempo t y C denota la variable en términos agregados (Colombia).

$$Z_t^j = \{ \Delta Y_t^C, \Delta Y_t^j, \Delta L_t^C, \Delta L_t^j, \Delta N_t^C, \Delta N_t^j, \Delta r_t^C, \Delta r_t^j, i_t \} \quad (11)$$

$$Z_t^C = \{ \Delta Y_t^C, \Delta L_t^C, \Delta N_t^C, \Delta r_t^C, i_t \} \quad (12)$$

A nivel nacional, el sistema VAR contiene cinco variables y a nivel de ciudades, nueve variables (cinco a nivel de ciudades y cuatro a nivel nacional). En este sentido, se utiliza un sistema VAR restringido con las diferentes variables explicativas. Así las cosas, el sistema a nivel nacional depende de los rezagos de las variables a nivel nacional y el sistema a nivel de ciudades depende de sus propios rezagos y de los rezagos a nivel nacional. En particular, la tasa de interés real es única para todo el país:

Las ecuaciones de predicción para las dos variables principales (renta real y tasa de interés real) son:

$$i_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_{1,j} \Delta r_{t-j}^C + \sum_{j=1}^p \alpha_{2,j} i_{t-j} + \sum_{j=1}^p \eta_{1,j} \Delta Y_{t-j}^C + \sum_{j=1}^p \eta_{2,j} \Delta L_{t-j}^C + \sum_{j=1}^p \eta_{3,j} \Delta N_{t-j}^C + \epsilon_{1,t} \quad (13)$$

$$\Delta r_t^j = \beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_{1,j} \Delta r_{t-j}^j + \sum_{j=1}^p \beta_{2,j} i_{t-j} + \sum_{j=1}^p \mu_{1,j} \Delta Y_{t-j}^j + \sum_{j=1}^p \eta_{2,j} \Delta L_{t-j}^j + \sum_{j=1}^p \eta_{3,j} \Delta N_{t-j}^j + \epsilon_{2,t} \quad (14)$$

Donde p es el rezago óptimo. Para la tasa de interés real (i_t), solo se incluyen variables a nivel nacional. Es importante destacar que dado su naturaleza restringida, los modelos VAR se estiman a partir del método de máxima verosimilitud y se eligen con base en la Raíz del Error Cuadrado Medio (RECM).

3.4. Componentes esperados

Todo proceso de vectores autorregresivos que sea estacionario permite una representación de media móvil. Ahora, esta última tiene dos ventajas sobre la representación de vectores autorregresivos tradicionales: 1) permite la estimación de funciones impulso-respuesta, y 2) permite la estimación de la varianza de error de pronóstico del modelo.

Esta representación es la siguiente:

$$Z_t = A_0 + A_1 Z_{t-1} + \epsilon_t \quad (15)$$

Donde A_1 representa la matriz compañera. Así las cosas, la predicción condicional de Z_t condicional al conjunto de información H_t , el cual contiene los valores actuales y rezagados de las variables de los modelos VAR (i_t , r_t y las variables macroeconómicas, en caso de haber sido seleccionado), es:

$$E(Z_{t+s} | H_t) = (I - A_1^s)(I - A_0)^{-1} A_0 + A_1^s Z_t \quad (16)$$

Las predicciones óptimas de la tasa de interés real y la renta real en el período $t + s$ corresponden a las filas en $(I - A_1^s)(I - A_0)^{-1} A_0$ y $A_1^s Z_t$, respectivamente. De este modo, la predicción óptima del componente fundamental del mercado de vivienda f_t es de la siguiente forma -usando las ecuaciones (10) y (16)-.

$$E(f_t | H_t) = \frac{\tilde{k} - \hat{\varphi}_t}{1 - \tilde{\rho}} + (h'_1 - h'_2)(1 - \rho)^{-1}(1 - \rho A_1)^{-1} A_0 + (h'_1 - h'_2) A_1 (1 - \rho A_1)^{-1} Z_t \quad (17)$$

h'_1 y h'_2 son vectores columna, en donde todos los valores son cero, excepto el elemento correspondiente al crecimiento de la renta real (Δr_t) en h'_1 y la tasa de interés real (i_t) en h'_2 , que toman el valor de uno.

Adicionalmente, es importante recordar que los coeficientes A_0 y A_1 son estimados a

partir de la información pasada de los modelos VAR. Ahora bien, usando las ecuaciones (2) y (17) se puede calcular el componente no fundamental del ratio precio-renta:

$$p_t - r_t = E(f_t | H_t) + f_t^N \quad (18)$$

En donde el componente no fundamental consiste en un error aleatorio ϵ_t y un componente de burbuja:

$$f_t^N = b_t + \epsilon_t \quad (19)$$

En la presencia de burbujas especulativas, el componente no fundamental calculado será dominado por comportamientos explosivos.

3.5. Prueba de detección de burbujas

Se hace uso de la prueba utilizada en Phillips et al. (2015), la cual permite establecer los períodos de tiempo en que se presentan las burbujas, comprendiendo un método de detección en tiempo real. Esta propone una versión generalizada del supremum ADF (GSADF, por sus siglas en inglés). Tal como demuestra, la prueba GSADF mejora el poder discriminatorio y tiene un mejor tratamiento de múltiples burbujas. Básicamente, el algoritmo de testeo evalúa si una observación proviene de un proceso explosivo (hipótesis alterna H_a) o sigue un comportamiento martingala (hipótesis nula H_0).

$$H_0 : y_t = kT^{-\eta} + y_{t-1} + \epsilon_t \quad (20)$$

Con $\eta > 1/2$ y k constante. Donde y_t es la serie de interés (ratio precio-renta o componente no fundamental) en el período t , T es el tamaño total de la muestra y ϵ_t es el término de error. Por su lado, la hipótesis alternativa plantea un comportamiento explosivo:

$$H_a : y_t = \delta_T y_{t-1} + \epsilon_t \quad (21)$$

Donde $\delta_T = 1 + cT^{-\alpha}$, $c > 0$ y $\alpha \in [0, 1)$. En este sentido, el modelo a correr es la ecuación ADF:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \sum_{i=1}^K \gamma_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (22)$$

Donde K es el rezago. Dado que el propósito de la prueba es detectar comportamientos explosivos en diferentes submuestras, se va a hacer uso de ventanas cambiantes. Este método funciona de la siguiente manera. Sea r_0 el tamaño de ventana mínimo fraccional, con $r_0 T$ expresando el tamaño mínimo de ventana que se requiere para hacer uso de la ecuación (22).

Se toma el mínimo tamaño de ventana de Phillips et al. (2015), el cual está representado en la siguiente ecuación:

$$r_0 = 0,01 + \frac{1,8}{T^{1/2}} \quad (23)$$

Donde T es el tamaño total de la muestra. De este modo, se evalúa la presencia de comportamientos explosivos en todas las observaciones entre r_0T y 1, donde 1 es la última observación de la muestra T . Ahora, sea r la observación de interés, r_1 el punto de inicio (que va desde la primera observación 0 hasta $(r - r_0)$) y r_2 el punto final. Usando la metodología propuesta por Phillips et al. (2015) se tiene que el algoritmo calcula el estadístico ADF repetidamente en una secuencia donde se expanden las muestras. En efecto, la secuencia ADF correspondiente a la observación de interés r se denota como $\{ADF_{r_2}^{r_1}\}_{r_1 \in [0, (r-r_0)]}^{r_2=r}$. Por su parte, el estadístico BSADF (por sus siglas en ingles) para la observación r , se computa mediante el supremum de la secuencia ADF de la siguiente forma,

$$BSADF_r = \sup \{ADF_{r_2}^{r_1} : r_2 = r \text{ y } r_1 \in [0, (r - r_0)]\} \quad (24)$$

De este modo, se construye una secuencia de los estadísticos BSADF para cada observación, la cual será usada para calcular las fechas de inicio (y finalización) de la burbuja. Así, el GSADF es obtenido mediante el computo del supremum de los BSADF con el fin de detectar la presencia de al menos una burbuja usando la hipótesis nula descrita previamente.

$$GSADF = \sup \{BSADF_r : r \in [r_0, 1]\} \quad (25)$$

El rezago K es seleccionado haciendo uso del Criterio de Información Bayesiano (BIC, por sus siglas en ingles) con un rezago de máximo 18 meses. Basicamente, el BIC es un método cuyo fin es encontrar el número de rezagos que minimizan la suma de los cuadrados de los residuos. La secuencia de valores críticos finitos para la muestra de GSADF y BSADG son obtenidos por medio del método *Monte Carlo* con 5000 simulaciones. La idea es que el origen de una burbuja se define como la primera observación cuyo estadístico exceda su correspondiente valor crítico. Su terminación se da cuando el estadístico se ubica por debajo del valor crítico.

3.6. Migración de burbujas

Se va a hacer uso de la metodología planteada por Greenaway et al. (2016) en donde el coeficiente de transmisión de burbuja es cambiante en el tiempo a nivel de ciudades:

$$\hat{\beta}_{j,s} = \delta_j + \gamma_i \left(\frac{s}{T - S + 1} \right) \hat{\beta}_{nucleo,s-d} + \epsilon_s \quad (26)$$

Donde $j \neq \text{nucleo}$ para $s = S, \dots, T$, $\hat{\beta}_{j,s}$ es el coeficiente de pendiente de la ecuación (22) y $\hat{\beta}_{\text{nucleo},s}$ es el coeficiente de pendiente para la ciudad de origen de la burbuja. En este caso, S es la primera fecha. Para el presente trabajo, Medellin es la ciudad nucleo y d es el parámetro de rezago ($d \in \{0, \dots, 12\}$). Se toma el d óptimo teniendo en cuenta el R-cuadrado más grande en las estimaciones realizadas por mínimos cuadrados no lineales. Adicionalmente, dado que bajo la metodología de Greenaway et al (2016), el coeficiente γ_i es cambiante en el tiempo, se hace uso de la siguiente función del coeficiente variable en el tiempo $\gamma_i(r)$ la cual es estimada por medio de una regresión Kernel local de acuerdo a las siguientes dos ecuaciones:

$$\hat{\gamma}_j(r; h, d) = \frac{\sum_{s=S}^T K_{h,s}(r) \tilde{\beta}_{j,s} \tilde{\beta}_{\text{nucleo},s-d}}{\sum_{s=S}^T K_{h,s}(r) \tilde{\beta}_{\text{nucleo},s-d}^2} \quad (27)$$

$$\tilde{\beta}_{j,s} = \hat{\beta}_{j,s} - \frac{1}{T - S + 1} \sum_{s=S}^T \hat{\beta}_{j,s} \quad (28)$$

Donde $\tilde{\beta}_{j,s}$ es la media corregida de $\hat{\beta}_{j,s}$. Por su lado, $K_{r,s}(r) = \frac{1}{h} K\left(\frac{\frac{s}{T} - r}{h}\right)$ es una función Kernel suavizada y h es un parámetro correspondiente al ancho de banda. Al igual que en Gomez et al (2018), se utiliza una función kernel gaussiana de la siguiente forma: $K(r) = (2\pi)^{-1/2} e^{-(1/2)r^2}$, y el ancho de banda óptimo \tilde{h} y parámetro de retraso óptimo \tilde{d}_j se eligen usando una validación cruzada y minimizando el error cuadrático medio.

4. Datos

Para la estimación del componente fundamental se requiere de las siguientes variables: 1) ratio precio-renta, 2) IPC de arrendamiento, 3) IPC general, 4) tasa de interés de intervención, 5) PIB per cápita, 6) ocupación y 7) población. En particular, el ratio precio-renta, el PIB per cápita y la población fueron convertidos a frecuencia mensual a nivel nacional y nivel de ciudades entre el período de tiempo de abril 1995 - diciembre 2019 (297 observaciones).

4.1. Precio-renta

Los índices del precio de la vivienda son obtenidos del Banco de la República y del DANE. El primero se refiere al Índice de Precios de la Vivienda Usada (IPVU) que también usa Shi (2017) para EEUU, el cual se utiliza para el agregado nacional y se convierte de frecuencia anual a frecuencia mensual por medio de una interpolación cuadrática. El segundo es el Índice de Precios de la Vivienda Nueva (IPVN), el cual se usa para las ciudades y su periodicidad es mensual. Debido a que la correlación existente entre estos dos índices es de 0,97, se puede utilizar el IPVU a nivel nacional y el IPVN para las ciudades (con base diciembre 2018 = 100). Es importante aclarar que dado la disponibilidad de los datos,

se utilizan estos dos índices dependiendo si se quiere evaluar a nivel nacional o a nivel de ciudades. Ambos incluyen los tipos: Vivienda de Interés Social (VIS) y Vivienda de no Interés Social (no VIS). En este sentido, no está incluida la Vivienda de Interés Prioritario (VIP).

Ahora, dado que se necesita el valor monetario de la vivienda para el cálculo del componente fundamental, se acude al *Censode Edificaciones* del DANE, de donde tanto a nivel nacional como de ciudades, se calcula el precio promedio (debido que las unidades están en metros cuadrados, se pondera por el área promedio) para el año 2017. Haciendo uso del rubro IPVU o IPVN, respectivamente, y del IPC, se convierte a términos reales y se expande por toda la muestra (base diciembre 2018 = 100). Su temporalidad abarca desde abril de 1995 hasta diciembre de 2019.

El índice de renta a nivel nacional y ciudades es tomado del DANE. Se toma el componente de *arriendo* dentro del IPC con periodicidad mensual. Dado que es necesario calcular el precio del arriendo para el componente fundamental, se acude a la *Encuesta Nacional de Presupuesto de los Hogares* del año 2017, de donde se saca un precio promedio de arriendo tanto a nivel nacional como de ciudades. Haciendo uso del rubro *arrendamiento* del IPC y del IPC, se convierte a términos reales y se expande por toda la muestra (base diciembre 2018 = 100). Su temporalidad abarca desde abril de 1995 hasta diciembre de 2019.

En cuanto a la descripción de los datos, Cartagena es la ciudad que posee un mayor indicador de precio-renta en promedio, durante todo el período de análisis, seguido por Bogotá y Barranquilla (ver *Cuadro 1*). Por su parte, el mínimo proviene de Cali y la desviación estándar parece ser uniforme entre las zonas de estudio.

Cuadro 1: Estadísticas descriptivas. Precio-renta - $\log(P/R)$ -

| | Colombia | Barranquilla | Bogotá | Bucaramanga | Cali | Cartagena | Manizales | Medellín | Pasto | Pereira | Villavicencio |
|---------------------|----------|--------------|--------|-------------|------|-----------|-----------|----------|-------|---------|---------------|
| Observaciones | 297 | 297 | 297 | 297 | 297 | 297 | 297 | 297 | 297 | 297 | 297 |
| Media | 2,35 | 2,37 | 2,39 | 2,21 | 2,12 | 2,55 | 2,09 | 2,49 | 2,30 | 2,15 | 2,28 |
| Mediana | 2,30 | 2,31 | 2,36 | 2,15 | 2,15 | 2,51 | 2,06 | 2,49 | 2,25 | 2,17 | 2,27 |
| Desviación Estandar | 0,13 | 0,13 | 0,13 | 0,15 | 0,13 | 0,13 | 0,12 | 0,11 | 0,13 | 0,10 | 0,09 |
| Coef. asimetría | 0,37 | 0,37 | 0,30 | 0,16 | 0,07 | 0,27 | 0,76 | 0,16 | 0,40 | -0,29 | 0,73 |
| Mínimo | 2,17 | 2,18 | 2,18 | 1,96 | 1,89 | 2,27 | 1,91 | 2,32 | 2,10 | 1,90 | 2,16 |
| Máximo | 2,58 | 2,57 | 2,63 | 2,42 | 2,39 | 2,84 | 2,34 | 2,71 | 2,55 | 2,37 | 2,49 |

Fuente: Banco de la República y Departamento Administrativo Nacional de Estadística. Elaboración propia.

Con respecto a las variables monetarias se tiene que para el año 2017: 1) el precio promedio de la vivienda a nivel nacional es de 139 millones de pesos y, 2) el arriendo promedio anualmente es de 4.7 millones de pesos (ver *Cuadro 2*). La ciudad más costosa es Cartagena, con un precio promedio de 218 millones de pesos y el arriendo promedio anual más costoso se ubica en la ciudad de Bogotá, con un valor de 6.7 millones de pesos, seguido por Bucaramanga y Barranquilla.

Cuadro 2: Precio-renta anual (millones de pesos de 2017)

| | Precio de la vivienda | Costo anual de la renta |
|---------------|-----------------------|-------------------------|
| Colombia | \$139.813.553 | \$4.768.430 |
| Barranquilla | \$175.248.713 | \$5.733.230 |
| Bogotá | \$212.951.285 | \$6.716.399 |
| Bucaramanga | \$125.998.914 | \$5.879.637 |
| Cali | \$82.901.898 | \$4.892.610 |
| Cartagena | \$218.328.218 | \$4.975.919 |
| Manizalez | \$82.203.878 | \$4.709.141 |
| Medellín | \$207.039.482 | \$5.551.193 |
| Pasto | \$126.779.698 | \$4.493.293 |
| Pereira | \$74.091.219 | \$4.556.974 |
| Villavicencio | \$123.281.734 | \$5.468.676 |

Elaboración propia. Precio de la vivienda y costo anual del arriendo para el año 2017.

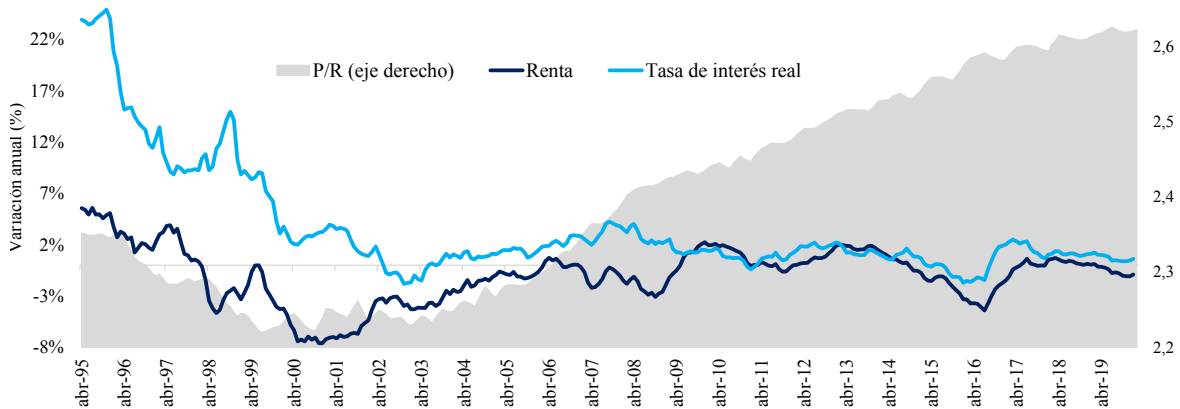
4.2. Tasa de interés real, renta y variables macroeconómicas

La tasa de interés real (i_t) es calculada como la diferencia entre la tasa de intervención del Banco de la República (tasa repo) y la inflación observada. Su temporalidad abarca desde abril de 1995 hasta diciembre de 2019. Se hizo el cálculo de esta forma debido a la poca disponibilidad de los datos en cuanto al mercado de TES previo al año 2002 (tanto en UVR como en pesos). También es importante resaltar que la tasa hipotecaria se descarta debido a que el precio se debe comparar con la tasa de descuento de la economía (tasa de interés real). Esta es la que descuenta todos los demás activos y en últimas, la que determina el precio de los activos. Adicionalmente, en un modelo de *asset-pricing* -ecuación (1)- se descuentan los dividendos (renta en este caso) a la tasa de interés libre de riesgo y no a la tasa a la cual las personas deben endeudarse para adquirir vivienda.

Por su parte, las variables macroeconómicas (PIB, población y empleo), son obtenidas del DANE para el período que abarca desde abril de 1995 hasta enero de 2020. Primero, a la variable del PIB se le aplica una interpolación lineal dado su temporalidad original (trimestral), tal como hace Shi (2017). Segundo, es importante mencionar que los datos de población que arroja el DANE son proyecciones. Estas tienen una periodicidad anual, por lo que se le aplica una interpolación cuadrática para convertirla en una serie mensual. Por último, el empleo es una variable que se obtiene con una frecuencia mensual.

La *Figura 1* muestra el ratio precio-renta (con valores monetarios). Frente a su comportamiento se deben destacar dos períodos. El primero inicia en 1996 y abarca hasta inicios de siglo, con una caída en los precios dado por la crisis de finales de los noventa. Frente a esto, el sistema UPAC (unidad de poder adquisitivo constante) fue el gran protagonista. Su creación en los años setenta tenía como fin incentivar la destinación de recursos hacia los sectores de construcción y la compra de vivienda (Perez, 2017) dado que los créditos hipotecarios ajustaban su valor en función de la inflación (IPC) de modo que se garantizaba el poder de compra

Figura 1: Variables del mercado de vivienda



Fuente: Banco de la República y Departamento Administrativo Nacional de Estadística. Elaboración: propia

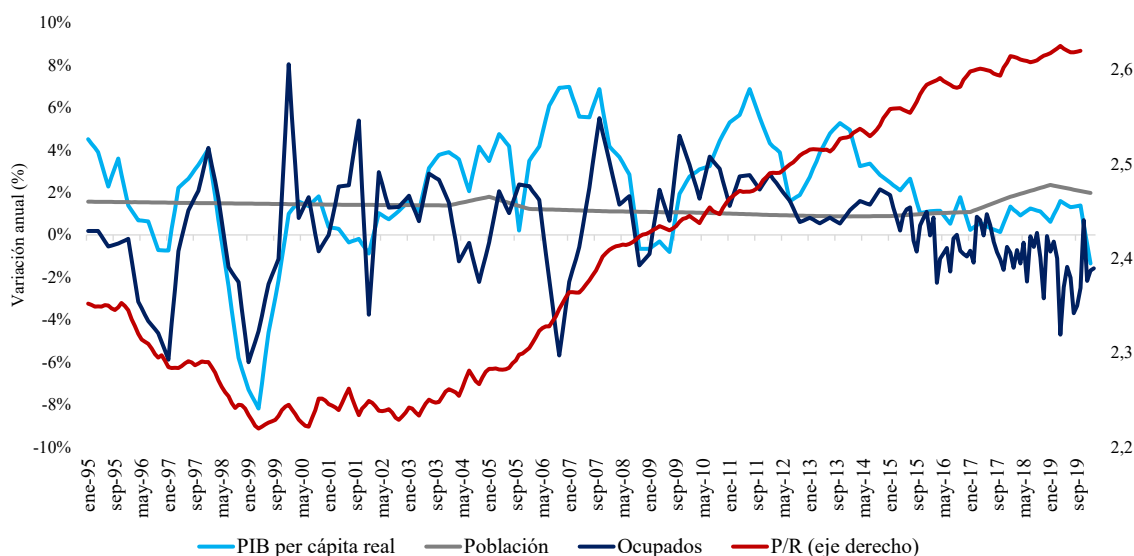
del prestatario. Sin embargo, en 1994 tras una reforma realizada, la UPAC empezó a cambiar con la tasa DTF (Depósito a Término Fijo), la cual cambiaba según el comportamiento del sistema financiero. Entre 1997-1998 la DTF alcanzó valores históricamente elevados (36 %), lo cual superaba con creces el IPC. Lo anterior “generó un crecimiento importante de la UPAC y de los créditos atados a ésta, pero no de los ingresos de los colombianos (los cuales crecían de acuerdo con el IPC). Como consecuencia (...) aumentaron las cuotas mensuales que se debían pagar por ellos” (Perez, 2017). Esto generó que una gran cantidad de hogares no pudieran pagar estos elevados costos debido a que en muchos casos excedía su capacidad de pago e incluso algunos tuvieron que devolver la vivienda que habían adquirido.

Ante la grave situación, el Congreso dio paso con la Ley 546 de 1999 a la Unidad de Valor Real (UVR) como la nueva unidad con la que se calcularían y se ajustarían los créditos. De esta manera, a partir de enero del año 2000 la unidad se empezó a ajustar diariamente con la variación mensual del Índice de Precios al Consumidor (IPC) de modo que se comenzó a garantizar que las cuotas de los prestatarios estuvieran directamente relacionadas con el incremento de sus ingresos (Castaño, 2011). Esto se puede observar en la *Figura 1* en donde a partir del año 2000 el ratio precio-renta se empezó a estabilizar.

El segundo período comienza a mediados de 2003 con un crecimiento sostenido hasta la última observación (diciembre 2019). Dentro de este horizonte temporal es importante destacar que la serie parece aumentar su pendiente en los años previos y durante la crisis financiera de 2008. Nótese además que la tasa de interés real viene decreciendo desde inicios del año 1999, un aspecto que va en línea con los trabajos de Jimenez et al. (2014) y Cecchetti et al. (2017), quienes demuestran que largos períodos de bajas tasas aumentan la vulnerabilidad financiera. Adicionalmente, el comportamiento de la renta real no ha presentado períodos de subidas constantes. En conjunto, estos comportamientos presentan una alerta de burbuja

-véase la ecuación (1)-.

Figura 2: Variables macroeconómicas

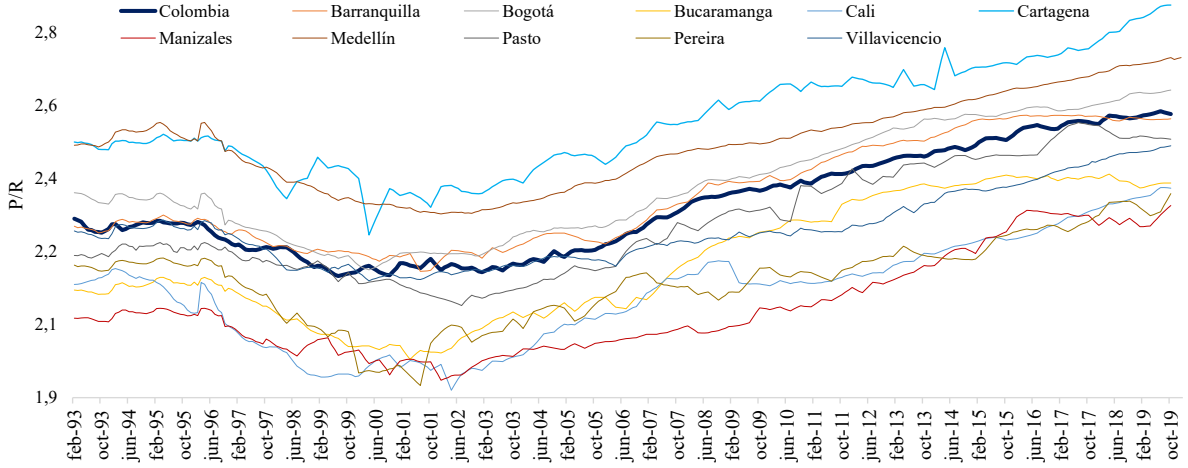


Fuente: Banco de la República y Departamento Administrativo Nacional de Estadística. Elaboración: propia

La *Figura 2* muestra el comportamiento de las variables macroeconómicas. Nótese que la caída del ratio precio-renta muestra la misma tendencia que la contracción del PIB per cápita real y del empleo a finales de siglo debido a la crisis por la que atravesó el país. En 1999 el PIB per cápita real y el empleo registraron una contracción anual de 4,3 % y 2,6 %, respectivamente. Por su parte, el aumento a mediados de 2004-2007 del PIB per cápita se mueve en la misma dirección que el ratio precio-renta. Sin embargo, desde mediados del año 2012, el comportamiento de las variables macroeconómicas no han presentado la misma tendencia que el ratio precio-renta, siendo este un posible síntoma de presencia de burbuja. Por último, el crecimiento de la población ha sido constante a lo largo del período de estudio, rondando un promedio de 1.33 %.

Por último, la *Figura 3* muestra el comportamiento del ratio precio-renta (con valores monetarios) a nivel de ciudades. Cartagena resalta como el máximo exponente dado que en todo el período de análisis encabeza el primer lugar, seguido por Medellín y Bogotá. Por otro lado, Manizales se encuentra con el ratio precio-renta más bajo, junto con Cali y Pereira.

Figura 3: Ratio precio-renta por ciudades



Elaboración: propia

5. Resultados

5.1. Descomposición del ratio precio-renta

El sistema VAR especificado en la sección 3.3 *Sistema VAR* (ecuaciones 13 y 14) será nombrado de ahora en adelante como el *Modelo 1*. En este caso particular, se asume que el PIB per cápita, el crecimiento poblacional y el empleo, afectan el componente fundamental del mercado de vivienda indirectamente, es decir, a través de la tasa de interés real y renta real, como en Shi (2017) y Gomez, et al. (2018). El objetivo es incluirlos en el sistema VAR para mejorar la predicción del crecimiento de la renta real y la tasa de interés real, los cuales forman la base del componente fundamental.

Ahora bien, el *Modelo 2* consiste en un sistema VAR restringido que incluye en sus ecuaciones el crecimiento de la renta real a nivel nacional y de ciudades, y la tasa de interés real:

$$i_t = \delta_0 + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta r_{t-j}^C + \sum_{j=1}^p \gamma_j i_{t-j} + \epsilon_{1,t} \quad (29)$$

$$\Delta r_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta r_{t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_j i_{t-j} + \epsilon_{2,t} \quad (30)$$

De este modo, se van a estimar los dos modelos haciendo uso de hasta 18 rezagos (un año y medio). Ahora, para evaluar el desempeño de estos, se va a hacer uso del pronóstico un paso adelante basado en regresiones de expansión hacia adelante. En este sentido, los rezagos

óptimos son elegidos mediante el criterio de la Raíz del Error Cuadrático Medio (RECM), en línea con Shi (2017) y Gomez et al. (2018). Es importante mencionar que el período dentro de la muestra va de abril-1995 hasta diciembre-2005 y el período de pronóstico fuera de la muestra comprende desde enero-2006 hasta diciembre-2019. En efecto, se estima \hat{Z}_t para todo $t \in \{2006M1 - 2019M12\}$ utilizando el siguiente sistema autorregresivo:

$$\hat{Z}_t = \hat{A}_{0,t-1} + \hat{A}_{1,t-1}Z_{t-1} \quad (31)$$

Donde Z_t es el pronóstico un período hacia adelante, y $\hat{A}_{0,t-1}$ y $\hat{A}_{1,t-1}$ son las matrices compañeras estimadas mediante el sistema VAR restringido entre el período de muestra desde la primera hasta la observación $(t - 1)$.

En el *Cuadro 3* se encuentra el cálculo de la RECM para los pronósticos fuera de la muestra tanto para la tasa de interés real como para el crecimiento real de la renta. Los resultados arrojan que el sistema VAR que incluye únicamente la tasa de interés real y el crecimiento de la renta real se desempeña de una mejor forma, relativo al sistema VAR propuesto en la *sección 3.3*, tanto a nivel nacional como a nivel de ciudades. Su intuición tiene que ver con la información implícita que contiene la tasa de interés sobre las expectativas macroeconómicas. Por lo tanto, se usa el *Modelo 2* para computar el valor fundamental a nivel agregado y para todas las ciudades.

Cuadro 3: Modelo estimado mediante diferentes metodologías

| Lugar | Variable | Modelo I | Modelo II | | Modelo elegido |
|---------------|--------------------|----------|-----------|-----------|-----------------|
| | | P* | RECM | P* | RECM |
| Colombia | i_t | 2 | 0.0014 | 15 | 0.0012 2 |
| Colombia | Δr_t^{COL} | 2 | 0.0029 | 4 | 0.0028 2 |
| Barranquilla | Δr_t^{BAR} | 1 | 0.0017 | 14 | 0.0014 2 |
| Bogotá | Δr_t^{BOG} | 2 | 0.0019 | 14 | 0.0016 2 |
| Bucaramanga | Δr_t^{BUC} | 1 | 0.0020 | 13 | 0.0018 2 |
| Cali | Δr_t^{CAL} | 2 | 0.0019 | 16 | 0.0017 2 |
| Cartagena | Δr_t^{CAR} | 3 | 0.0019 | 14 | 0.0015 2 |
| Manizalez | Δr_t^{MAN} | 3 | 0.0016 | 14 | 0.0014 2 |
| Medellín | Δr_t^{MED} | 2 | 0.0015 | 13 | 0.0014 2 |
| Pasto | Δr_t^{PAS} | 3 | 0.0022 | 14 | 0.0019 2 |
| Pereira | Δr_t^{PER} | 3 | 0.0017 | 15 | 0.0016 2 |
| Villavicencio | Δr_t^{VIL} | 3 | 0.0023 | 14 | 0.0020 2 |

En este sentido, los resultados expresan que el hecho de agregar las tres variables macroeconómicas no mejora el poder de predicción del modelo dado la información implícita incorporada en la tasa de interés real.

5.2. Cálculo del componente no fundamental

El componente fundamental a nivel nacional y desagregado por ciudades se calcula haciendo uso del *Modelo 2* y la ecuación (17). En efecto, antes de su posterior cálculo, surge la necesidad de calibrar una serie de parámetros (ρ , κ y φ) los cuales se encuentran en la *Tabla 4*. Con base en los cálculos, la media promedio toma un valor de 0.9082 para ρ , 0.3058 para κ y 0.0329 para φ_t . Mediante el uso de estos parámetros se procede a hacer el cálculo del componente no fundamental, usando la ecuación (18). Como ya se precisó previamente, su resultado corresponde a la diferencia entre el ratio precio-renta y el componente fundamental.

Cuadro 4: Parámetros calibrados (ρ , κ y φ_t)

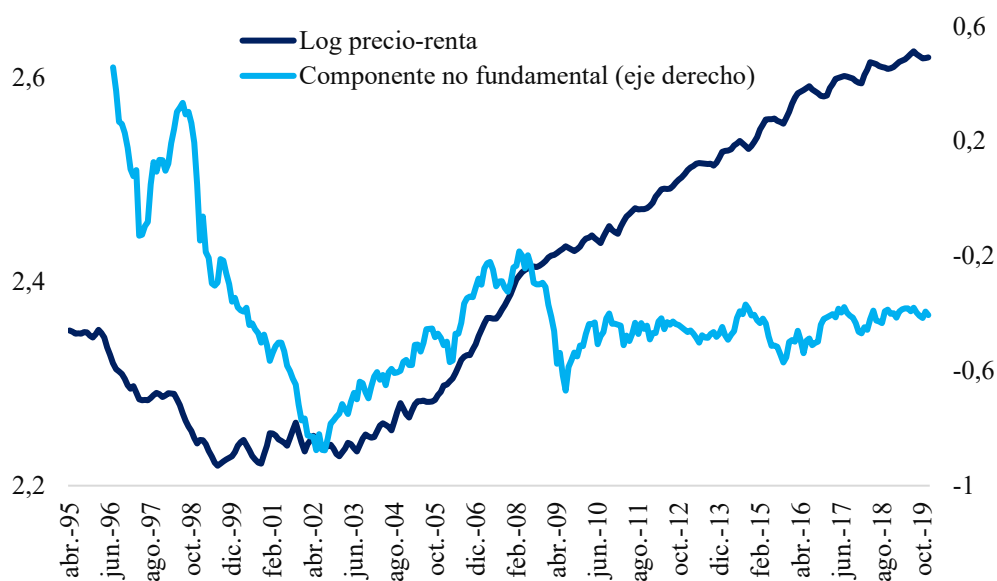
| | ρ | κ | $\bar{\varphi}_t$ |
|---------------|--------|----------|-------------------|
| Colombia | 0.9127 | 0.2963 | 0.0328 |
| Barranquilla | 0.9148 | 0.2913 | 0.0335 |
| Bogotá | 0.9162 | 0.2879 | 0.0331 |
| Bucaramanga | 0.9010 | 0.3228 | 0.0320 |
| Cali | 0.8927 | 0.3409 | 0.0314 |
| Cartagena | 0.9276 | 0.2597 | 0.0347 |
| Manizalez | 0.8901 | 0.3462 | 0.0311 |
| Medellín | 0.9232 | 0.2708 | 0.0353 |
| Pasto | 0.9091 | 0.3048 | 0.0329 |
| Pereira | 0.8958 | 0.3343 | 0.0324 |
| Villavicencio | 0.9073 | 0.3088 | 0.0327 |

$\bar{\varphi}_t$ corresponde al promedio de la prima de riesgo variable en el tiempo

En la *Figura 4* se puede observar el comportamiento tanto del ratio precio-renta como del componente no fundamental a nivel nacional a partir del *modelo 2*. En efecto, durante determinados periodos, el desempeño de ambos índices es muy similar. Por ejemplo, la contracción entre 1996-2001 causado por la crisis de finales del siglo XX o el período expansivo de 2002-2008 previo a la gran crisis financiera. No obstante, durante los años subsecuentes (hasta el 2019), su comportamiento tiende a cambiar. Aunque existen años en los que el componente no fundamental se expande al mismo tiempo que lo hace el ratio precio-renta, los intervalos temporales son mucho más cortos.

A nivel de ciudades se pueden apreciar varios períodos de comportamiento exuberante en los precios, la mayoría de ellos entre 1996 y 2009. Analizando el comportamiento de las series, a partir de junio de 1996 éstas muestran indicios de una contracción hasta comienzos de 1997. Sin embargo, el aumento en el apetito por la vivienda causó un incremento por un breve período de tiempo, comportamiento que generó un aumento en el componente no fundamental para todas las ciudades. Posteriormente, la crisis de finales de los noventa (expuesta en la *Sección 4,2*) generó una profunda caída en el componente no fundamental que duró hasta mediados del año 2001, momento en el que se estabilizó dado por la implementación de la UVR. A partir de ese año, las series para todas las ciudades parecen mostrar un patrón

Figura 4: Componente no fundamental vs ratio precio-renta



Elaboración: propia

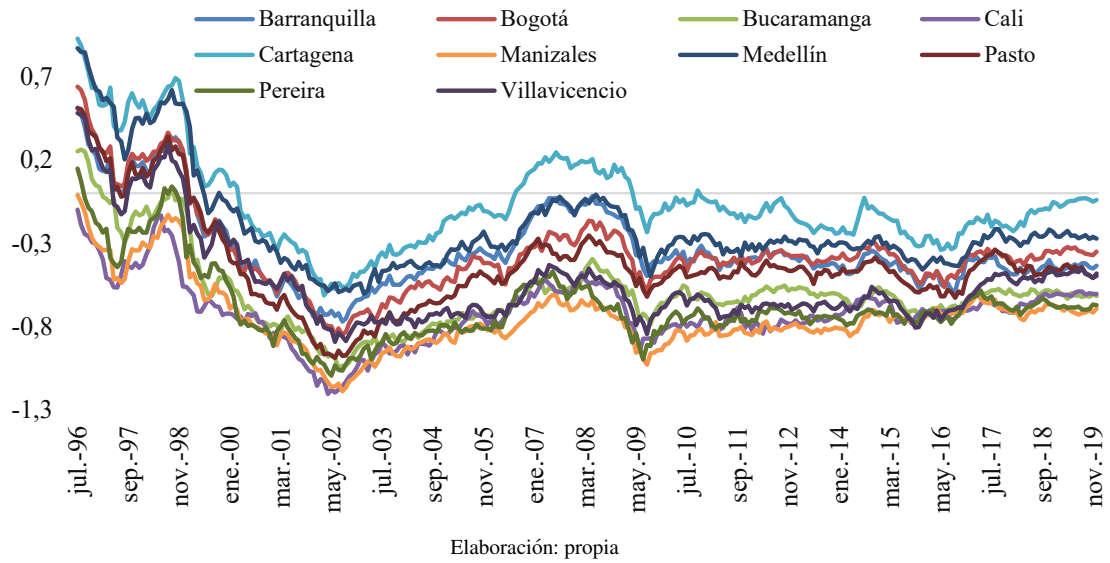
creciente con un freno en los inicios de 2006. Después de estabilizarse por un breve período, el componente no fundamental se volvió a expandir para todas las ciudades, con especial enfoque en Cartagena, Bogotá, Barranquilla y Medellín, previo a la gran crisis financiera de 2008. Inmediatamente después, es decir durante la crisis, se puede observar una caída en los precios para la mayoría de ciudades. Posteriormente, parece existir un comportamiento estable durante los años siguientes con altibajos no marcados a pesar del choque sobre el precio de los commodities en 2014 (ver *Figura 5*).

5.3. ¿Burbujas en el precio de la vivienda en Colombia?

El procedimiento propuesto por Phillips et al. (2015) es aplicado de forma separada al ratio precio-renta y al componente no fundamental. Aunque ambas aproximaciones controlan por el crecimiento de la renta, el último también controla por los fundamentales del mercado como la tasa de interés real. Con base en esto, podemos concluir que existe un comportamiento especulativo de burbuja en los precios de la vivienda si se detectan dinámicas exuberantes tanto en el ratio precio-renta como en el componente no fundamental.

De acuerdo con la ecuación (23), para computar el GSADF y los estadísticos BSADF, se utiliza un tamaño de ventana mínimo de 12 períodos (equivalente a 1 año). Ahora bien, los resultados arrojan que a partir del ratio precio-renta se encuentra la presencia de burbujas en todas las ciudades entre abril de 1995 y diciembre de 2019, mientras que haciendo uso del

Figura 5: Componente no fundamental por ciudades



componente no fundamental, las ciudades de Bogotá y Bucaramanga no presentan burbujas en el período de estudio.

Esto sugiere que los períodos de exuberancia detectados por el ratio precio-renta para Bogotá y Bucaramanga son generados por cambios en las condiciones macroeconómicas más que por un comportamiento especulativo de burbuja (ver *Cuadro 5*). De esta forma, para determinar el origen y el colapso de cada burbuja, se establece como referencia el valor crítico. El período en el que el estadístico excede el valor crítico, inicia la burbuja. A partir del momento en el que el estadístico es menor al valor crítico, la burbuja llega a su fin. Para efectos de identificación y con el fin de evitar problemas de falsos positivos, el presente estudio considera la existencia de burbujas únicamente cuando su duración es mayor a seis meses, como lo hace Gomez et al. (2018).

Efectivamente, los resultados encuentran que a nivel nacional existió la presencia de burbujas en el precio de la vivienda a nivel nacional entre el período enero 1998 - septiembre 1999, noviembre 2006 - junio 2010 y febrero 2011 - diciembre 2019 usando el ratio precio-renta, y entre diciembre 1997 - agosto 1998 y enero 2009 - julio 2009 a partir del componente no fundamental (ver *Figura 6*). Es importante resaltar dos aspectos con respecto al componente no fundamental -como encuentran Shi (2017) y Gomez et al. (2018)-: primero, hay una menor cantidad de burbujas detectadas debido al control de los fundamentales macroeconómicos. Como se puede apreciar en la *Figura 7*, mientras el componente no fundamental detectó un total de 22 burbujas, el ratio precio-renta, 30. Esto quiere decir que se evita la

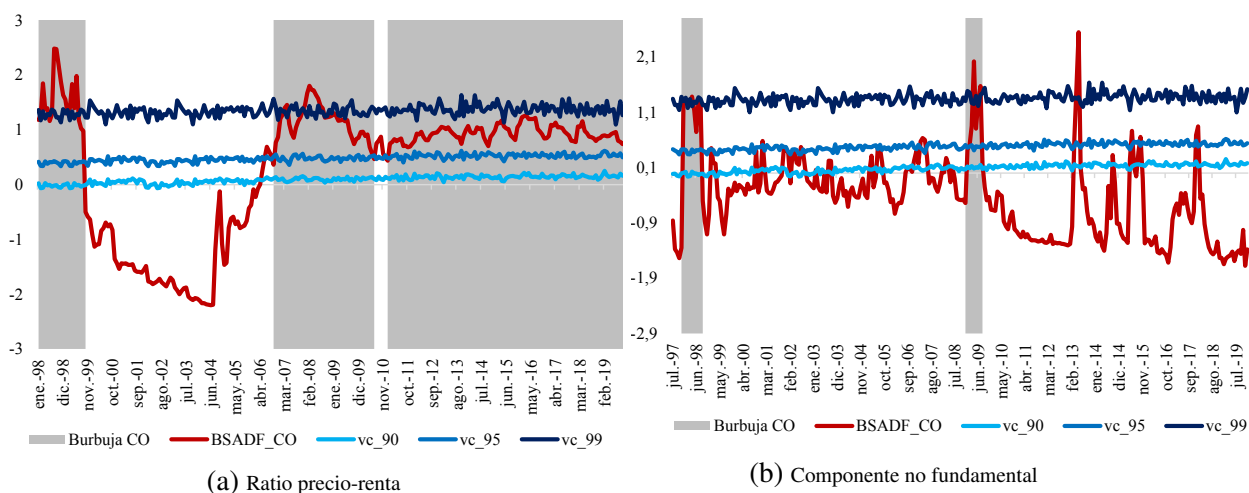
detección de falsos positivos. Segundo, la longitud de los períodos de exuberancia es menor. Como podemos apreciar en los cálculos a nivel nacional, el componente no fundamental exhibe una exuberancia de los precios durante siete meses para ambos períodos. Por su parte, el ratio precio-renta indica un primer episodio de 21 meses, un segundo episodio de 49 meses y un tercero de 107 meses.

Cuadro 5: Prueba GSADF (presencia de al menos una burbuja)

| | Componente no fundamental | Ratio precio-renta |
|---------------|---------------------------|--------------------|
| Colombia | 2.55** | 2.84*** |
| Barranquilla | 2.90*** | 3.03*** |
| Bogotá | 1.75 | 3.22*** |
| Bucaramanga | 1.53 | 1.91** |
| Cali | 3.25*** | 3.36*** |
| Cartagena | 2.71*** | 1.93** |
| Manizalez | 2.64*** | 2.72*** |
| Medellín | 4.05*** | 3.20*** |
| Pasto | 1.86* | 2.23** |
| Pereira | 2.16** | 2.30** |
| Villavicencio | 3.02*** | 2.71*** |

Significancia basada en los valores críticos obtenidos a partir de simulaciones 5000 Monte Carlo con un tamaño de muestra de 287 observaciones

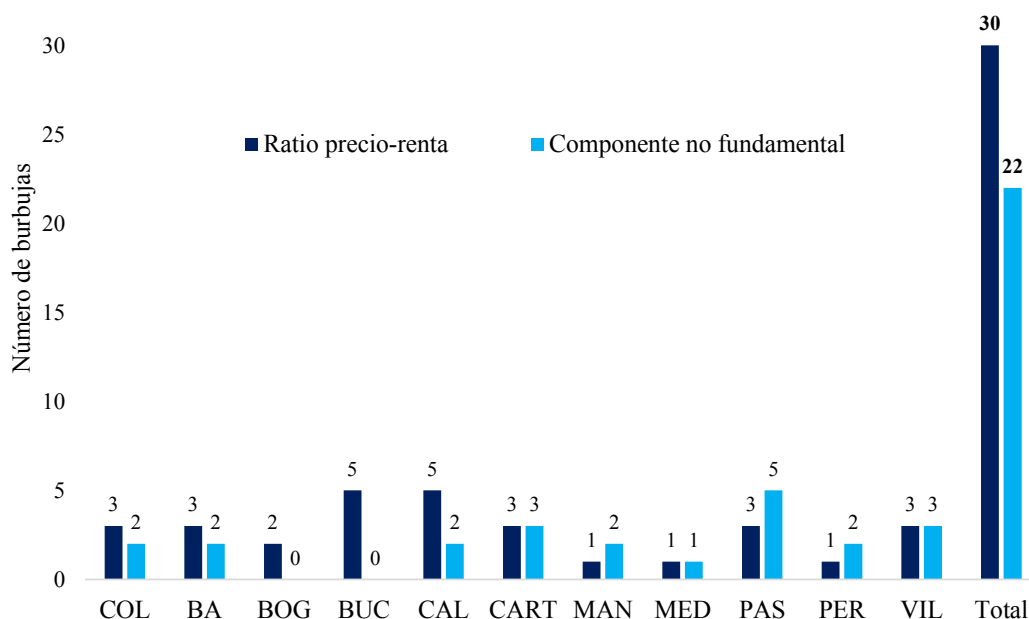
Figura 6: Burbujas en el precio de la vivienda en Colombia



El Cuadro 6 refleja las fechas de cada burbuja bajo ambas aproximaciones. Como se mencionó al inicio del documento, el método de Phillips et al. (2015) tiene la gran ventaja de poder mapear en tiempo real la fecha de inicio y finalización de los períodos de exuberancia. Teniendo en cuenta el ratio precio-renta, la burbuja más larga tuvo ocasión en Medellín con un horizonte temporal que abarcó el período abril 2004 - diciembre 2019. Por su parte, fijándose en el componente no fundamental, la ciudad fue Cali entre julio 2001 - septiembre

2002. Adicionalmente, es importante resaltar que las principales burbujas detectadas siguen apareciendo bajo ambas aproximaciones, especialmente en las ciudades de Barranquilla y Medellín.

Figura 7: Número de burbujas: ratio precio-renta y componente fundamental



Elaboración: propia

De forma desagregada, bajo el ratio precio-renta, las ciudades que más experimentaron períodos de exuberancia fueron: Bucaramanga y Cali (con cinco cada una) y las que menos experimentaron fueron Manizalez, Medellín y Pereira (con una burbuja en cada una). Por su parte, mediante el uso del componente no fundamental las ciudades con mayores episodios fueron Pasto y Villavicencio (con cinco y tres, respectivamente), mientras que Bogotá y Bucaramanga no reportaron períodos.

Adicionalmente, el ratio precio-renta arroja que para diciembre de 2019 Bogotá, Cali, Cartagena, Medellín y Villavicencio, experimentaron comportamientos especulativos. Sin embargo, cuando se fija en el componente no fundamental, esto se desvanece. Es decir, son los fundamentales macroeconómicos los que se encargan de explicar este hecho y no una burbuja. En efecto, para un hacedor de política es imprescindible tener el componente no fundamental a la mano y poder compararlo con el ratio precio-renta, dado que este último (como ya se ha dicho muchas veces, pero se quiere enfatizar en ese punto) tiende a detectar falsos positivos.

Cuadro 6: Fecha de inicio y fin de las burbujas en el precio de la vivienda en Colombia: Ratio precio-renta y componente no fundamental

| | Ratio precio-renta | Componente no fundamental |
|---------------|---|---|
| Colombia | 1998M1-1999M9, 2006M11-2010M6, 2011M2-2019M12 | 1997M12-1998M8, 2009M1-2009M7 |
| Barranquilla | 2007M8-2009M4, 2011M2-2013M9, 2013M12-2017M11 | 2006M10-2007M9, 2009M1-2009M8 |
| Bogotá | 2003M11-2004M7, 2006M11-2019M12 | - |
| Bucaramanga | 1998M2-1998M11, 1999M1-2000M4 2008M7-2011M2, 2011M11-2014M6, 2014M8-2016M3 | - |
| Cali | 1998M8-1999M5, 2007M4-2007M12, 2008M8-2009M2 2013M2-2015M11, 2016M11-2019M12 | 2001M7-2002M9, 2009M3-2009M8 |
| Cartagena | 1998M2-1998M7, 2008M8-2009M1, 2018M11-2019M12 | 2004M10-2005M9, 2006M8-2007M9, 2015M5-2015M10 |
| Manizalez | 2013M5-2018M2 | 2001M11-2002M5, 2009M1-2009M8 |
| Medellín | 2008M3-2019M12 | 2008M3-2009M8 |
| Pasto | 2006M8-2007M4, 2008M9-2009M7, 2017M1-2018M2 | 2000M5-2000M11, 2001M10-2002M5, 2006M9-2007M4, 2009M2-2009M7, 2015M5-2015M10 |
| Pereira | 1998M2-1998M7 | 2006M7-2007M6, 2009M3-2009M8 |
| Villavicencio | 1998M3-1998M10, 2013M2-2013M7, 2013M11-2019M12 | 2016M12-2017M9, 2007M1-2007M6, 2009M1-2009M7 |

5.4. Migración de burbujas

Usando el método de Phillips et al. (2011) se evalúa la presencia de migración de burbujas. En efecto, bajo esta metodología, el coeficiente usado para construir la prueba t con hipótesis nula de no transmisión es invariante en el tiempo. Adicionalmente, los BSADF para el desarrollo de la prueba corresponden a los del componente no fundamental. En este sentido, después de haber detectado la presencia de burbujas para cada ciudad (y a nivel nacional), se procede a analizar la migración desde Medellín al resto de ciudades dentro de la muestra (ver *Cuadro 7*). De esta misma forma, se computó la migración originada en otras ciudades pero no se identificó. Además, no se incluyó a Bogotá y Bucaramanga dado que se computó la presencia de burbujas pero no hubo evidencia estadística que lo afirmara a partir del componente no fundamental.

De este modo, los resultados arrojan que si hubo presencia de migración de burbujas desde Medellín hacia las demás ciudades (Barranquilla, Cali, Cartagena, Manizalez, Pasto y Pereira). El *Cuadro 7* presenta los casos en los que se confirma la migración en conjunto con los períodos que corresponden al pico entre Medellín (la ciudad de origen) y el pico de burbuja de las ciudades receptoras.

Cuadro 7: Prueba de migración de burbujas -Medellín es el origen-

| Ciudad | Estadístico Phillips et al. (2011) | Período |
|---------------|------------------------------------|-----------------|
| Barranquilla | 3.91*** | 2008M9 - 2010M7 |
| Cali | 4.56*** | 2008M9 - 2010M4 |
| Cartagena | 5.93*** | 2008M9 - 2010M7 |
| Manizalez | 2.01** | 2008M9 - 2012M3 |
| Pasto | 4.12*** | 2008M9 - 2010M4 |
| Pereira | 2.20** | 2008M9 - 2010M9 |
| Villavicencio | 3.85*** | 2008M9 - 2010M6 |

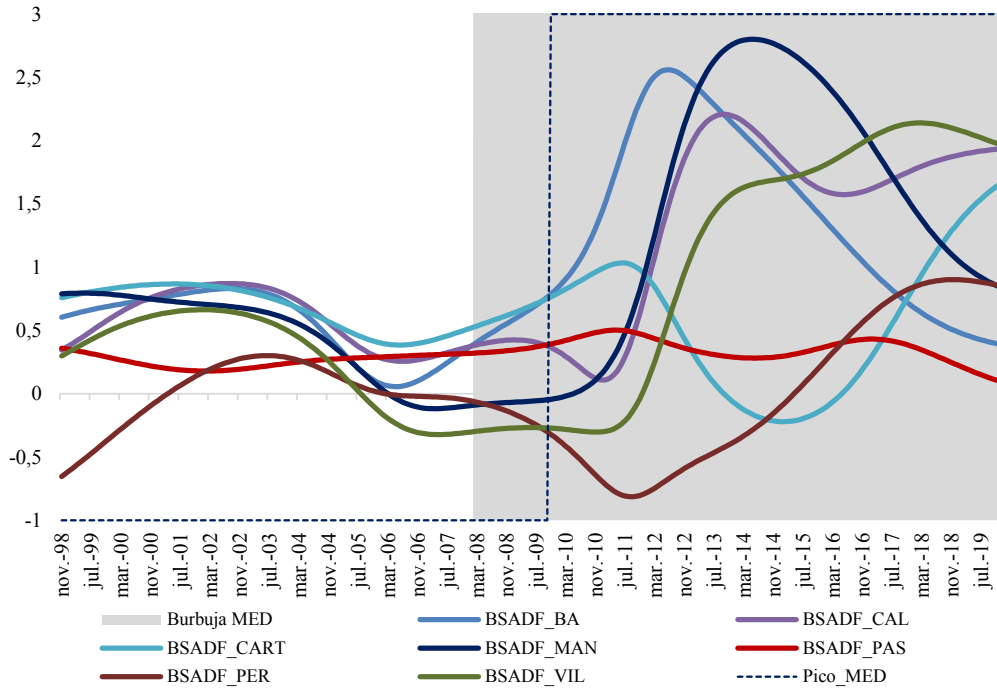
Efectivamente, se encuentra la presencia de migración de burbujas desde Medellín hacia Barranquilla, Cali, Cartagena, Manizalez, Pasto, Pereira y Villavicencio (7 de las 9 ciudades dentro de la muestra). La literatura ha demostrado que existe un comportamiento geográfico en el contagio de burbujas. Particularmente, Holmes et al. (2008) encontraron que choques sobre el precio de la vivienda en Londres, generó una migración sobre los precios de forma dinámica y de acuerdo a su cercanía. No obstante, en el presente documento no se encuentra lo mismo.

Por otra parte, se parte de la metodología propuesta por Greenaway et al. (2016), la cual plantea un coeficiente de migración variante en el tiempo. Para su cálculo, se hace uso del BSADF tanto del ratio precio-renta como del componente no fundamental. Para efectos del presente estudio, únicamente se presentarán los resultados bajo ambos indicadores para las ciudades en las que las burbujas fueron detectadas.

La *Figura 8* evidencia el coeficiente variante en el tiempo para el ratio precio-renta con origen en Medellín. El área gris corresponde a la duración de la burbuja de Medellín y la línea punteada representa el pico de la burbuja de Medellín (noviembre de 2009). Posterior a este punto, se puede apreciar un mayor empinamiento de las curvas (excepto Pereira) con una concentración en los picos entre los años 2012-2014. Ahora bien, como es demostrado por la literatura -Gomez et al. (2018)-, los coeficientes de migración presentan forma de U invertida, es decir, la intensidad de la migración se comporta de forma no monótonica y la formación de burbujas en el origen (Medellín) impulsó una aceleración sobre el origen de burbujas en las demás ciudades. Sin embargo, a medida que transcurre el tiempo, el impulso se va reduciendo.

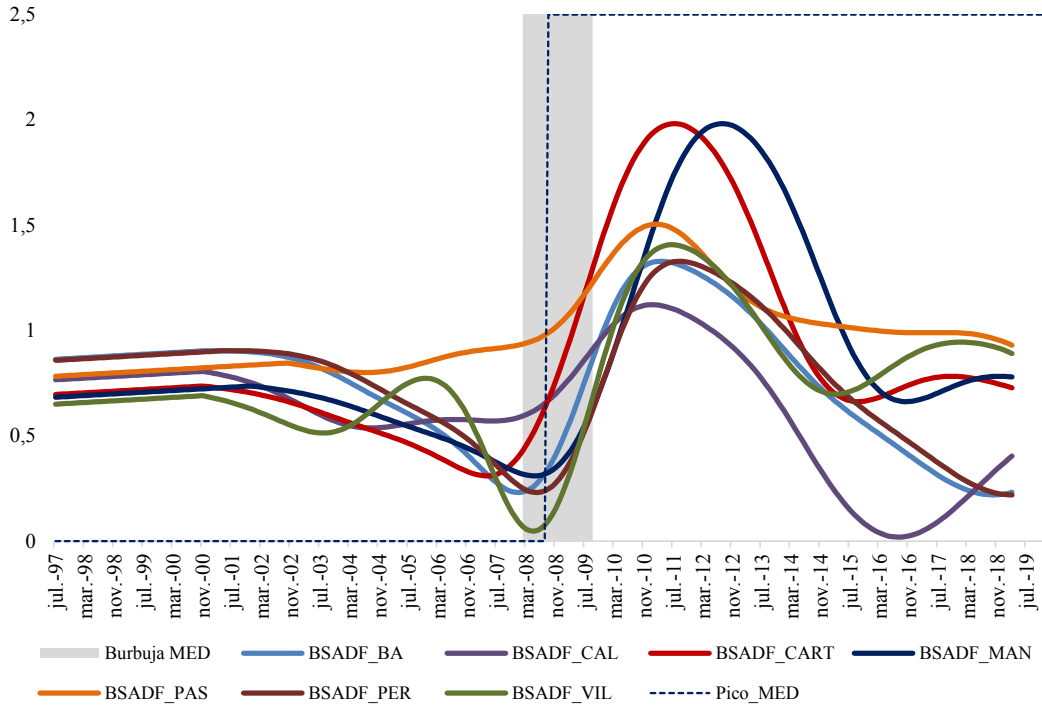
La *Figura 9* presenta el coeficiente variante en el tiempo para el componente no fundamental con origen en Medellín. Al igual que ocurrió con el BSADF del ratio precio-renta, posterior al pico de la burbuja en Medellín, se puede apreciar un mayor empinamiento de todas las curvas con una concentración en los picos entre los años 2009-2012. Ahora, como es demostrado por la literatura, los coeficientes de migración presentan una forma de U

Figura 8: Coeficiente de contagio. BSADF del ratio precio-renta



Elaboración: propia

Figura 9: Coeficiente de contagio. BSADF del componente no fundamental



Elaboración: propia

invertida. Dado que bajo el componente no fundamental se encontraron burbujas de menor duración, los coeficientes de migración para todas las ciudades se reducen más rápidamente a comparación de lo que ocurrió con el ratio precio-renta.

6. Discusión

En el presente documento se evalúa la existencia y la migración de burbujas en el precio de la vivienda en Colombia tanto a nivel nacional como a nivel de ciudades. Usando datos con frecuencia mensual desde 1995 hasta 2019, se hace uso de dos indicadores; el ratio precio-renta, tradicionalmente usado en la literatura y el componente no fundamental del precio de la vivienda propuesto por Shi (2017). Bajo el ratio precio-renta, se encuentra la existencia de al menos un período de comportamiento exuberante en el precio de la vivienda para las 10 ciudades dentro de la muestra y a nivel agregado. Cuando se calcula bajo el componente no fundamental, se encuentra la existencia de burbujas para todas las ciudades, excepto para Bogotá y Bucaramanga. En ambos casos, la burbuja más larga se identificó en la ciudad de Medellín (iniciando antes de la crisis subprime de 2008).

En particular, para el período final de la muestra (diciembre de 2019), bajo el ratio precio-renta, se demuestra la existencia de burbujas en cinco ciudades (Bogotá, Cali, Cartagena, Medellín y Villavicencio), mientras que bajo el componente no fundamental esto no aplica.

Adicionalmente, se encuentra que las burbujas se desarrollan bajo períodos en los que las tasas de interés permanecen bajas por un período de tiempo prolongado, como lo hacen también numerosos estudios que detectan que bajo largos períodos de tasas bajas, aumentan la vulnerabilidad financiera -Shi (2017), Gomez et al. (2018)-. De este modo, el presente estudio aporta evidencia a los efectos colaterales que puede tener la política monetaria sobre el precio de los activos, para este caso particular, la vivienda.

Con respecto a la migración entre ciudades, bajo la metodología de Phillips et al. (2011), se evidenció la presencia de burbujas desde Medellín hacia Barranquilla, Cali, Cartagena, Manizalez, Pasto, Pereira y Villavicencio (7 de las 9 ciudades). Cuando se hace uso del coeficiente variante en el tiempo propuesto por Greenaway et al. (2016), a partir del ratio precio-renta se identifica la migración desde Medellín hacia todas las ciudades y bajo el BSADF del componente no fundamental, la migración con origen en Medellín tuvo destino en todas las ciudades, menos Bogotá y Bucaramanga. Es importante mencionar que la intensidad y la duración son menores, y los resultados parecen no seguir un patrón geográfico de cercanía. De igual modo, los coeficientes de migración presentan forma de U invertida, es decir, la intensidad se comporta de forma no monotónica y a medida que transcurre el tiempo, el impulso se va reduciendo. En efecto, el patrón parece ser más fuerte posterior a los períodos de mayor

exuberancia en Medellín.

Así las cosas, los resultados sugieren la trascendencia del desarrollo de políticas públicas. Esto también se fundamenta en los efectos no deseados de la existencia de burbujas en el precio de la vivienda y la migración entre ciudades. Además, se hace énfasis en la importancia de la detección en tiempo real y el nuevo indicador (componente no fundamental) para evaluar la existencia en Colombia (y sus ciudades). Frente a esto, Gomez et al. (2018) y Greenaway et al. (2016) plantean políticas tributarias para suavizar la migración y techos con respecto al apalancamiento máximo que pueden tomar los hogares. Estas podrían ser propuestas a considerar por parte de los hacedores de política.

Adicionalmente, como en Garcia et al. (2019), las burbujas en el precio de la vivienda suelen estar acompañadas por crisis crediticias como ocurrió a finales del siglo XX. De este modo, argumentan que la calidad de la cartera hipotecaria determina los desembolsos hipotecarios y por lo tanto, la demanda. Así las cosas, cuando la calidad de la cartera es más baja, las entidades financieras no van a estar incentivadas a seguir prestando, lo cual “representa un factor importante para analizar, ya que su desempeño es un indicador para los bancos en cuanto a retribuciones esperadas en los préstamos para decisiones acerca de la disponibilidad de crédito” (Garcia et al, 2019). En este sentido, sería interesante para futuras extensiones de este trabajo evaluar bajo qué canales la existencia de burbujas en el precio de la vivienda incentivan las crisis crediticias y conllevan a una peor salud del sistema financiero.

De igual modo, la crisis causada por el COVID-19 genera nuevos interrogantes que podrían ser abordadas por la literatura: ¿la afectación de las burbujas en el precio de la vivienda sobre el bienestar tiene un efecto diferenciado por decil de ingresos? ¿cuáles han sido los efectos de las burbujas en el precio de la vivienda sobre los niveles de pobreza (y pobreza extrema)? ¿cuál es su impacto sobre los niveles de empleo (formal e informal, asalariados e independientes, calificados y no calificados)? Es claro que todavía queda mucho camino por recorrer en cuanto al estudio para Colombia sobre burbujas en el precio de la vivienda.

7. Bibliografía

Blanchard, O. et al. (1982). Bubbles, rational expectations, and financial markets. En P. Wachter (Ed.), *Crises in the economic and financial structure* (pp. 295–315). Lexington, MA: Lexington Books.

Brunnermeir, M. (2008). *Bubbles*, *The New Palgrave Dictionary of Economics*. Palgrave MacMillan: London

Campbell, J. et al. (1987) Co-integration and tests of present value models. *Journal of*

Political Economy 95, pp. 1062-1088.

Campbell, S. et al. (1988). The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors. *Review of financial studies* 1(3), pp. 195–228.

Case, K. et al. (2000) Real Estate and the Macroeconomy. *Brookings Pap. Econ. Act.* 2000 (2), pp. 119-162.

Case, K. et al. (2005) Comparing Wealth Effects: The Stock Market Versus the Housing Market. *Adv. Macroecon.* 5 (1), pp. 1534-6013.

Cecchetti, S. et al. (2017) Does prolonged monetary policy easing increase financial vulnerability? IMF Working Papers 17/65, International Monetary Fund. Disponible en: <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2017/03/24/Does-Prolonged-Monetary-Policy-Easing-Increase-FinancialVulnerability>

Caspi, I. (2015) Testing for a Housing Bubble at the National and Regional Level: The Case of Israel. Federal Reserve Bank of Dallas. Globalization and Monetary Policy Institute. Working Paper No. 246

Chuli, H. et al. (2017) Measuring uncertainty in the stock market. *International Review of Economics and Finance* 48, pp. 18-33.

Castaño, J. (2011). La crisis hipotecaria a finales de la década de los noventa en Colombia. Universidad ICESI. Facultad de Ciencias Administrativas y Económicas.

Cooper, G. (2008). *The Origin of Financial Crises: Central Banks, Credit Bubbles and the Efficient Market Fallacy*. Nueva York: Vintage Books.

Diba, B. et al. (1988) Explosive rational bubbles in stock prices. *American Economic Review* 78, pp. 520-530.

Evans, G. (1991) Pitfalls in testing for explosive bubbles in asset prices. *American Economic Review* 81, pp. 922-930.

Flavin, M. (1983). Excess volatility in the financial markets: A reassessment of the empirical evidence. *Journal of Political Economy*, 91 (1983), pp. 929-956

Garcia-Rendón, J. J., Díaz, S., Upegui, J. C., Velásquez, H. (2019). Determinantes del precio de la vivienda nueva en Medellín: Un modelo estructural. *Cuadernos de Economía*, Universidad Nacional de Colombia, Sede Bogotá. Volumen XXXVIII, Número 76.

Gomez, J. et al. (2017) Testing for Bubbles in the Colombian Housing Market: A New Ap-

proach. *Revista Desarrollo y Sociedad*. Número 75. Recuperado de <https://doi.org/10.13043/dys.75.5>

Gomez, J. et al. (2017) When bubble meets bubble: Contagion in OECD counties. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, forthcoming. DOI: DOI 10.1007/s11146-017-9605-4

Gomez, J. et al. (2018) The Maple Bubble: A History of Migration among Canadian Provinces. *Journal of Housing Economics*, Vol. 41, Septiembre 2018, pp. 57-71

Greenaway-McGrevy, R. et al. (2016) Hot property in New Zealand: Empirical evidence of housing bubbles in the metropolitan centres. *New Zealand Economic Papers* 50, 88113

Holmes, M. et al. (2008). Is there Long Run Convergence Among Regional House Prices in the UK? *Urban Studies* 45 (8), pp. 1531-1544

Jimenez, G. (2014) Hazardous times for monetary policy: What do twentythree million bank loans say about the effects of monetary policy on credit risktaking? *Econometrica* 82, pp. 463-505

Kleidon, A. (1986) Variance bounds tests and stock price valuation models. *Journal of Political Economy*, 94 (1986), pp. 953-1001

Lee, J. et al. (2016) Asset pricing with financial bubble risk. *Journal of Empirical Finance* 38, pp. 590-622.

Maldonado, W. et al. (2016) Cointegrated periodically collapsing bubbles in the exchange rate of BRICS. *Emerging Markets Finance and Trade* 31, pp. 1033-1059.

Perez-Reyna, D. (2017). Historia del Banco de la República: crisis de 1999. Capítulo 10. *Historia del Banco de la República. Crisis de 1999*. pp. 437-463.

Phillips, P. Shi, S. Yu, J. (2015) Testing for multiple bubbles: Historical episodes of exuberance and collapse in the SP 500. *International Economic Review* 56, 10431078.

Phillips, P. et al. (2011) Explosive behavior in the 1990s NASDAQ: When did exuberance escalate asset values? *International Economic Review* 52, pp. 201-226.

Salazar, N. et al. (2012) ¿Qué tan desalineados están los precios de la vivienda en Colombia? *Repositorio Fedesarrollo*. Recuperado de la página web <https://repository.fedesarrollo.org.co/bitstream/handle/11445/220>

Sanchez, V. et al. (2015) ¿Hay una burbuja inmobiliaria en Bogotá? Un estudio por segmentos de mercado. *Rev.econ.inst.* vol.17 no.32 Bogotá Enero./Junio 2015

Shi, S. (2017) Speculative bubbles or market fundamentals? An investigation of US regional housing markets, *Economic Modelling*, 66, pp. 101-111

Shiller, R. (1981). Do Stock Prices Move too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends? *Am. Econ. Rev.* 71, pp. 421-436.

Vansteenkiste, I. (2007) Regional housing market spillovers in the US: Lessons from regional divergences in a common monetary policy setting. Working Paper Series 708, ECB. <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp708.pdf?3af4def8201a7ebadacb578d4cb96d>

Villa, P. (2015). Burbujas especulativas en los precios de la vivienda en Colombia. Doctoral dissertation, Universidad EAFIT.

Yiu, M. et al (2013) Detecting bubbles in Hong Kong residential property market. *Journal of Asian Economics*, 28 (2013) pp. 115-124.

West, K. (1987) A specification test for speculative bubbles. *The Quarterly Journal of Economics* 102, pp. 553-580

A. Anexos

Figura 10: Burbujas en el precio de la vivienda en Colombia - Ratio precio renta (1)

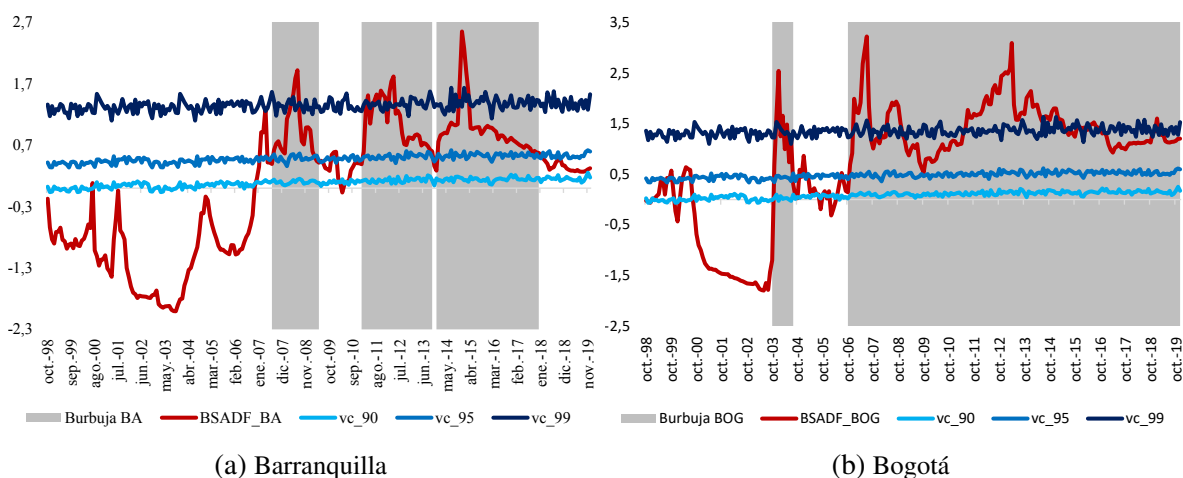
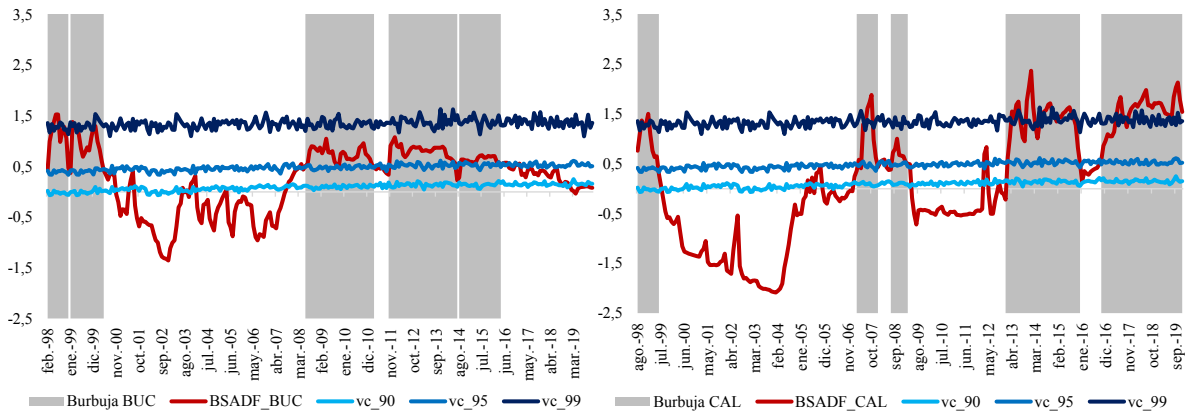
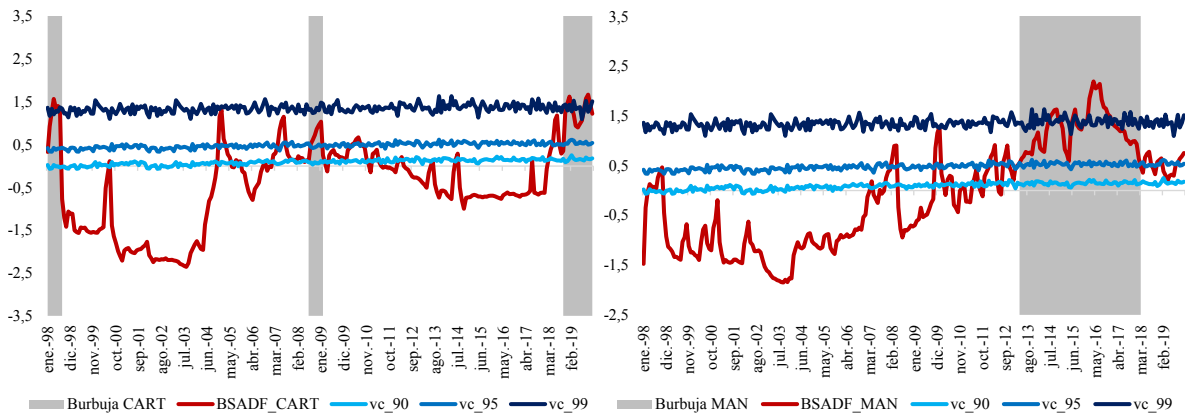


Figura 11: Burbujas en el precio de la vivienda en Colombia - Ratio precio renta (2)



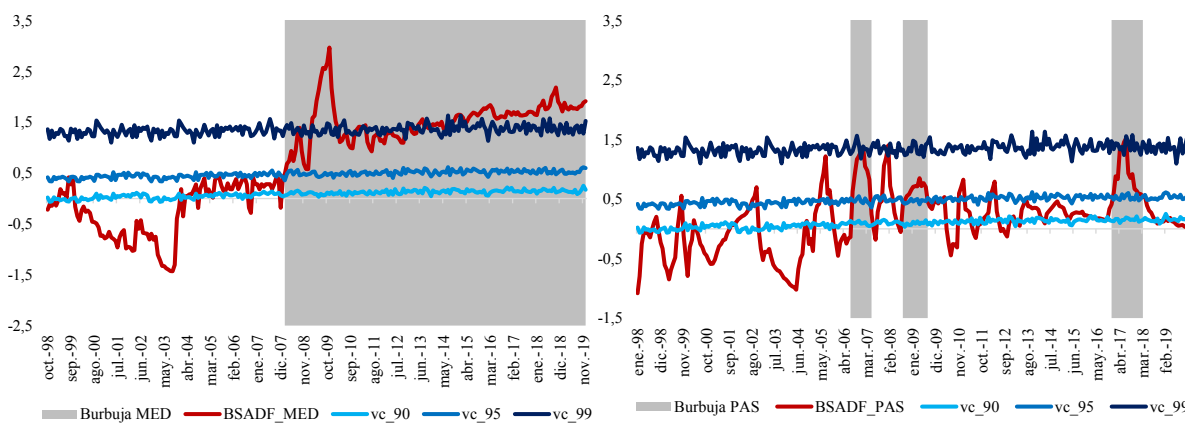
(a) Bucaramanga

(b) Cali



(a) Cartagena

(b) Manizales



(a) Medellín

(b) Pasto

Figura 14: Burbujas en el precio de la vivienda en Colombia - Ratio precio renta (3)

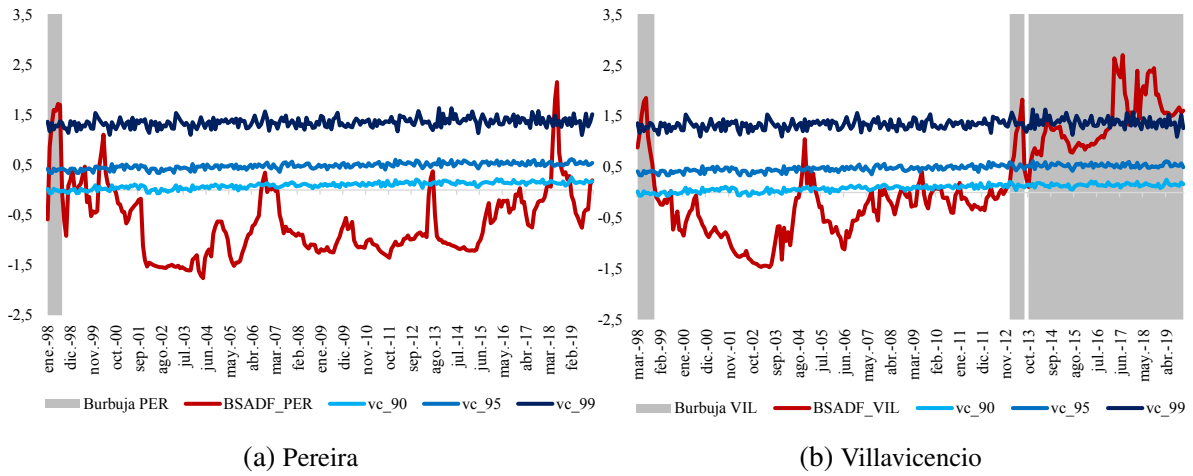


Figura 15: Burbujas en el precio de la vivienda en Colombia - Componente no fundamental (1)

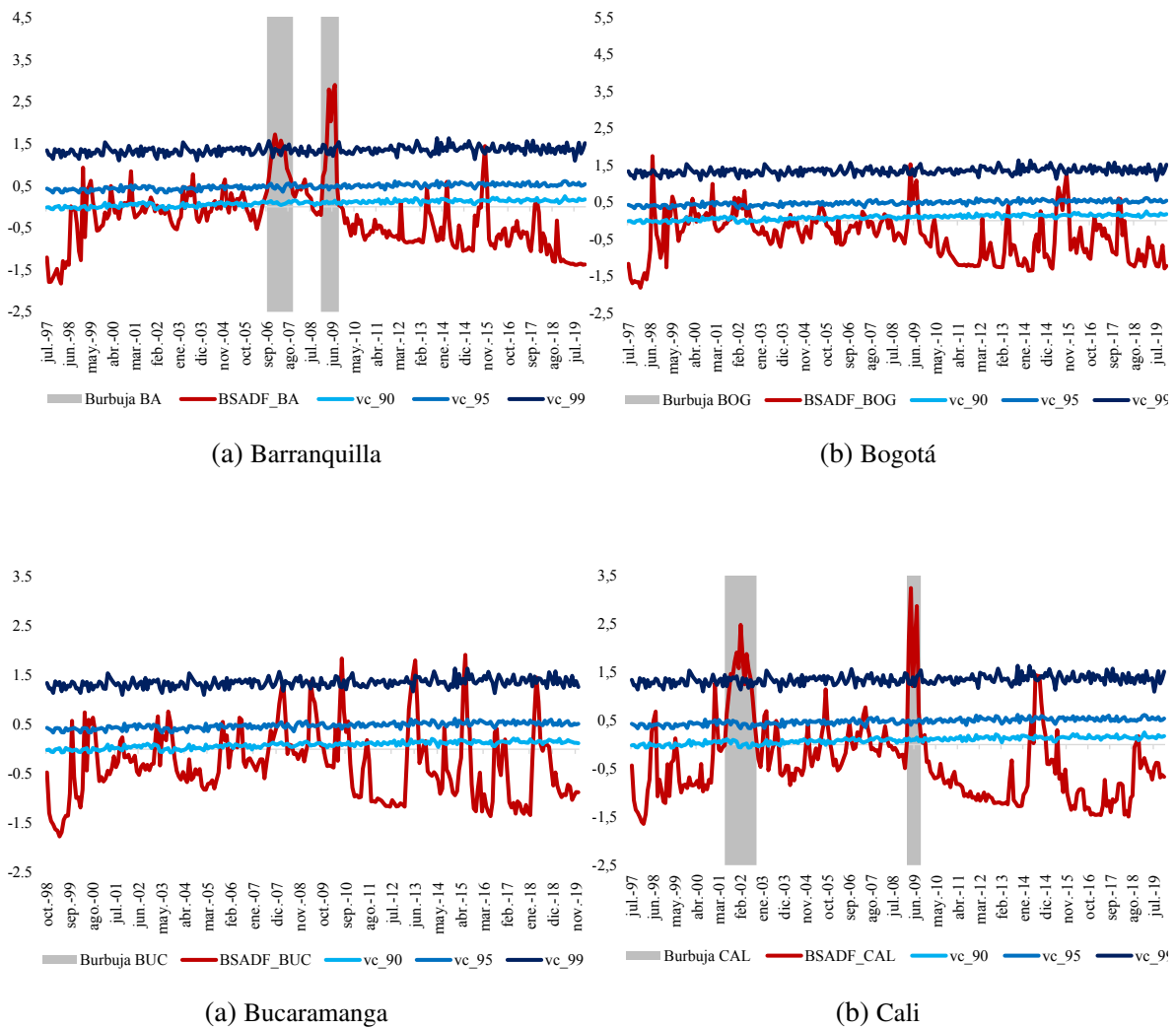
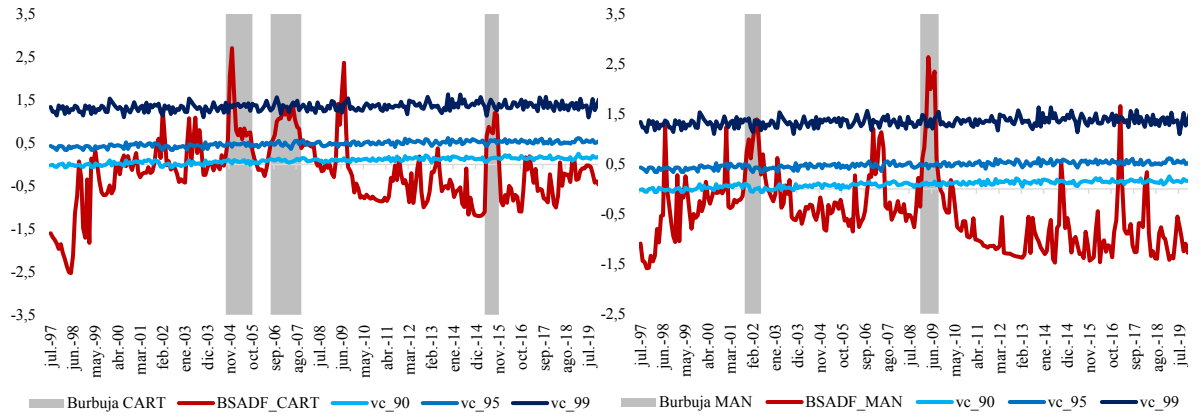
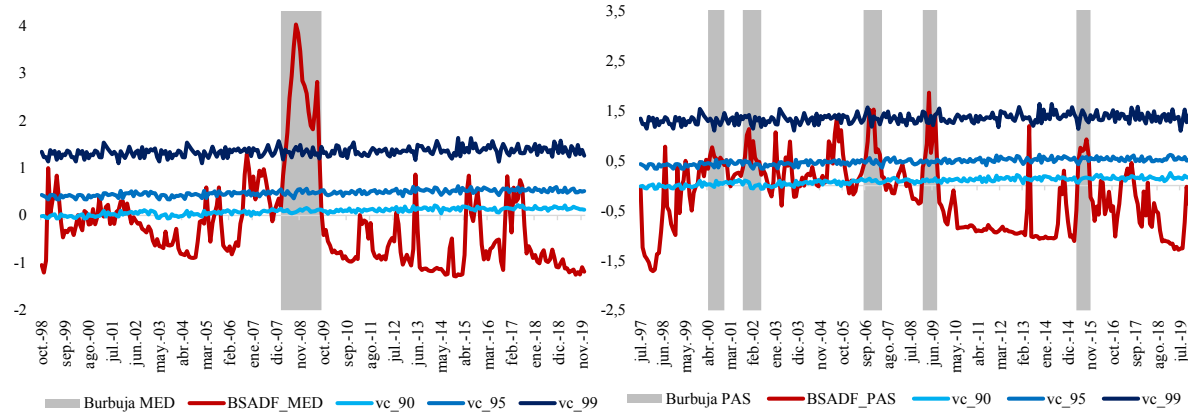


Figura 17: Burbujas en el precio de la vivienda en Colombia - Componente no fundamental (2)



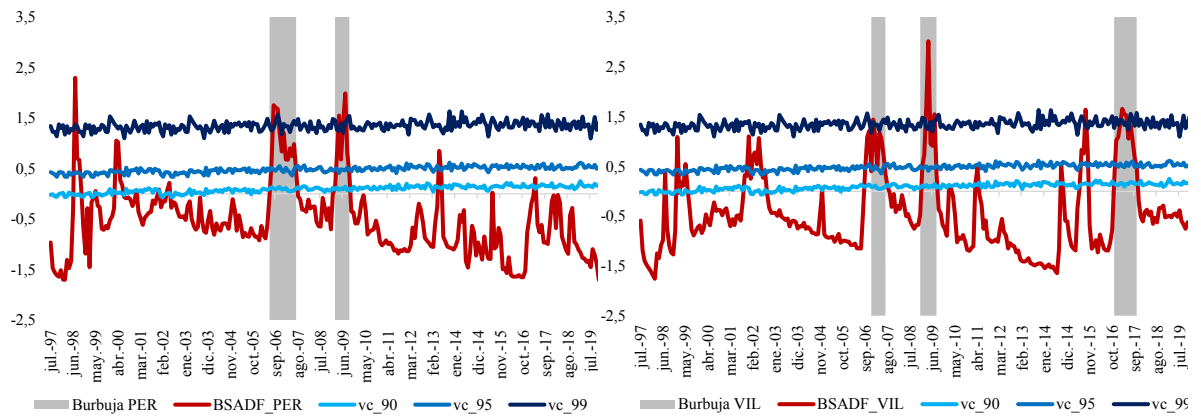
(a) Cartagena

(b) Manizales



(a) Medellín

(b) Pasto



(a) Pereira

(b) Villavicencio