



REPORTE DE ESTABILIDAD FINANCIERA

Septiembre de 2010

Un análisis de sobrevaloración en el
mercado de la vivienda en Colombia

Santiago Caicedo
Miguel Ángel Morales
David Pérez

Un análisis de sobrevaloración en el mercado de la vivienda en Colombia*

Santiago Caicedo

Miguel Ángel Morales

David Pérez[†]

28 de octubre de 2010

Resumen

En este trabajo se presenta un modelo SVAR, donde se imponen restricciones de largo plazo para identificar choques de demanda y oferta en el mercado hipotecario. Con el modelo se analiza si el comportamiento del precio real de la vivienda en Colombia diverge de la tendencia de sus fundamentales, y se determina si ha existido sobrevaloración en los precios para el período 2008-2009. Los resultados sugieren que en el largo plazo los principales determinantes del precio de la vivienda son los choques de demanda por este activo, los costos de construcción asociados con los choques de oferta y el crecimiento económico. Finalmente, se encuentra que los actuales niveles de estos precios están por encima de lo proyectado por los fundamentales analizados.

Palabras Claves: *Precio de la vivienda, SVAR, restricciones de largo plazo, demanda por vivienda.*

Clasificación JEL: *C32, E52, R21, R31, R32.*

*Las opiniones contenidas en este documento son exclusivas de los autores y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta directiva. Los autores son responsables de los errores que persistan.

[†]Los autores son Profesionales del Departamento de Estabilidad Financiera, en el Banco de la República de Colombia y estudiante de doctorado en la Universidad de Minnesota, respectivamente. E-mail: scaiceso@banrep.gov.co, mmoralmo@banrep.gov.co, dpererei@banrep.gov.co.

1. Introducción

A partir de 2003 el mercado hipotecario colombiano ha experimentado una fuerte reactivación después del gran colapso que sufrió a finales de los años noventa¹. En vista de los hechos internacionales recientes, en donde uno de los causantes de la crisis *subprime* fue la burbuja en el mercado de vivienda estadounidense, es de suma importancia hacer un monitoreo cercano a la evolución de los indicadores de los precios de este activo y estudiar sus principales determinantes.

En Colombia la vivienda es uno de los componentes más importantes del patrimonio de los hogares y su propiedad representa un factor fundamental del bienestar social. De acuerdo con la Encuesta de Calidad de Vida (ECV) elaborada por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) en 2008, aproximadamente el 51 % de los hogares colombianos tienen vivienda propia. La estabilidad del sistema financiero está estrechamente ligada al comportamiento de los precios de la vivienda, si se tiene en cuenta que buena parte de los recursos para su adquisición se derivan de los créditos hipotecarios. La tendencia creciente que han exhibido diferentes indicadores relativos al precio de la vivienda en años recientes, ha alertado sobre posibles brotes de sobrevaloración en el mercado hipotecario colombiano². No obstante, como se argumenta en Himmelberg *et al.* (2005) para identificar burbujas en el precio de los activos, es necesario comprender los fundamentales que los determinan. Precios altos en el mercado de vivienda, no necesariamente implican que estos activos estén sobrevalorados.

En el ámbito académico se evidencia un creciente interés por descubrir los causantes de las inestabilidades en el mercado de la vivienda. Siguiendo a Stiglitz (1990), una burbuja en el precio de un activo se define como una situación en la cual los altos precios de este hoy, se explican únicamente por las expectativas de los inversionistas sobre un alto precio de venta en el futuro y no por sus fundamentales. Por lo tanto, surge la pregunta de ¿Cuáles son los fundamentales del precio de la vivienda? y ¿Cómo determinan estos su valor? Una rama de la literatura reciente ha abordado estas preguntas al estudiar las desviaciones del precio de la vivienda con respecto a sus fundamentales y la interacción de este con variables macroeconómicas (Himmelberg *et al.* (2005), Clavijo *et al.* (2004) y Fry *et al.* (2009)). Este documento se construye sobre estas ideas para responder a la inquietud de si existe sobrevaloración en el mercado hipotecario colombiano.

¹Clavijo *et al.* (2004)

²Para un análisis descriptivo de estos indicadores se recomienda referirse al recuadro 8, Cartera y ciclos en el precio de los activos en Banco de la República (2010).

El propósito de este documento es identificar los principales determinantes macroeconómicos que afectan el comportamiento reciente del precio de la vivienda en Colombia, para reconocer situaciones de divergencia de este precio relativo a sus fundamentales. Se utiliza la metodología VAR estructural (SVAR), que permite modelar las relaciones económicas de largo plazo entre las variables utilizadas, así como analizar la contribución marginal de cada choque sobre la variación en el precio de la vivienda. Siguiendo a Fry *et al* (2009) se desarrolla un modelo teórico para determinar los factores de demanda y oferta que en el largo plazo que afectan el precio de este activo.

Los resultados muestran que en el largo plazo los principales determinantes de la variación en el precio de la vivienda son los choques de demanda en el mercado hipotecario, los costos de la construcción asociados con choques de oferta de vivienda y el crecimiento económico. Se encuentra que los coeficientes asociados a las restricciones de largo plazo derivadas del modelo teórico para el precio de la vivienda son significativos, sustentando la validez de dicho modelo. Adicionalmente, se elaboran un conjunto de pronósticos dentro de la muestra para el precio de la vivienda y se halla que los actuales niveles de precios están por encima de la predicción estadística calculada a partir de los fundamentales³. Aunque estos resultados sugieren un mayor nivel de precios al esperado en el mercado hipotecario, se debe advertir que el modelo no incluye el precio de la tierra por la inexistencia de datos históricos confiables. Sin duda, la evolución de del precio de la tierra tiene un efecto importante sobre el comportamiento de los precios de la vivienda y genera restricciones de oferta en el mercado inmobiliario. Esto podría explicar en parte el comportamiento actual de los precios de estos activos.

Lo que resta del documento se organiza de la siguiente manera: en la sección 2 se desarrolla el modelo teórico para determinar las restricciones de largo plazo para el precio de la vivienda, así como los fundamentos del modelo econométrico utilizado. En la tercera sección se hace una breve descripción de los datos y un análisis de la estacionariedad de las series. En la cuarta se desarrolla el análisis empírico y en la quinta se presentan los comentarios finales.

³Estos pronósticos se hacen con un grado de confianza del 95%.

2. Modelo

Siguiendo a Fry *et al* (2009) se plantea un modelo macroeconómico que incorpora el sector inmobiliario. El análisis del sector de la vivienda se desarrolla bajo el modelo de inversión de la q de Tobin con restricciones de largo plazo. Para así determinar la transmisión de los choques de demanda y oferta de vivienda.

2.1. Modelo del sector hipotecario en el largo plazo

Se supone que existen agentes que escogen un nivel de inversión en el mercado hipotecario de manera que maximizan el flujo descontado de sus beneficios:

$$\max_I \Pi(t) = \int_t^\infty e^{-R(s-t)} [P^h(s)h(s) - P^I(s)I(s)] ds \quad (1)$$

$$\text{s. a. } \dot{h} = \psi(I, h) - \delta h, \quad (2)$$

donde P^h es el precio por unidad de vivienda, P^I es el precio de inversión en este activo, h e I son el acervo y la inversión real en vivienda, R es la tasa de interés nominal, $\psi(I, h)$ es una función monótona creciente y cóncava en sus argumentos⁴ y δ es la tasa de depreciación de las viviendas. Suponga que $P^h = P^I$ y que estos precios crecen a la misma tasa que la inflación en estado estacionario; es decir,

$$P^h(s) = P^h(t)e^{\pi(s-t)}. \quad (3)$$

Teniendo en cuenta la ecuación (3) y definiendo una variable de coestado $m = e^{(R-\pi)(s-t)}\lambda$ el Hamiltoniano asociado al problema (2) es equivalente a,

$$\mathcal{H} = P^h(h - I) + m(\psi(I, h) - \delta h). \quad (4)$$

⁴Estos son los costos de instalación de inversión que propone Hayashi (1982). Se puede justificar dado que la cantidad de tierra disponible para construcción es fija y por lo tanto la acumulación marginal del acervo de viviendas es decreciente en la inversión y decreciente en el acervo de viviendas. Note que esto también garantiza que las condiciones necesarias son suficientes.

Las condiciones de optimalidad son las siguientes,

$$\frac{\partial \mathcal{H}}{\partial I} = -P^h + m\psi_I = 0 \quad (5)$$

$$\frac{\partial \mathcal{H}}{\partial h} = -\dot{m} + m(R - \pi) \Rightarrow \dot{m} = (R - \pi + \delta - \psi_h)m - P^h \quad (6)$$

$$\dot{h} = \psi(I, h) - \delta h \quad (7)$$

Suponga que $\psi(I, h) = I^\gamma h^{1-\gamma}$ donde $\gamma \in (0, 1)$.

$$\dot{m} = \left[R - \pi + \delta - (1 - \gamma) \left(\frac{I}{h} \right)^\gamma \right] m - P^h \quad (8)$$

$$\dot{h} = I^\gamma h^{1-\gamma} - \delta h \quad (9)$$

Suponiendo que en estado estacionario se cumple que $\dot{m} = \dot{h} = 0$

$$\left[R - \pi + \delta - (1 - \gamma) \left(\frac{I}{h} \right)^\gamma \right] m - P^h = 0 \quad (10)$$

$$I^\gamma h^{1-\gamma} - \delta h = 0 \quad (11)$$

Reemplazando la ecuación (11) en (10) se encuentra que,

$$m = \frac{P^h}{R - \pi + \gamma\delta} \quad (12)$$

De la ecuación (12) y siguiendo a Hayashi (1982) se define la q marginal de Tobin como

$$q = \frac{m}{P^h} = \frac{1}{R - \pi + \gamma\delta}. \quad (13)$$

De la ecuación (5) se tiene que m se puede interpretar como el valor de mercado de una unidad adicional de vivienda: el rendimiento marginal de una unidad de vivienda (P^h) sobre el costo marginal de invertir (ψ_I). La ecuación (13) indica que en estado

estacionario $\phi_I = R - \pi + \gamma\delta$.

Ahora se define el q promedio como la razón entre el valor de mercado de las unidades de vivienda existentes y su costo de reemplazo, siguiendo a Fry *et al* (2009)

$$\bar{q} = \frac{hP^h}{hL^\alpha C^{1-\alpha}}, \quad (14)$$

donde $\alpha \in (0, 1)$, L denotan los costos de la tierra y C los costos de producción.

Teniendo en cuenta que el inversionista es tomador de precios y que tanto $F(h) = h$ como $\psi(I, h)$ son homogéneas de grado uno, entonces $q = \bar{q}$ (Hayashi (1982)). Luego de las ecuaciones (13) y (14)

$$P^h = \frac{L^\alpha C^{1-\alpha}}{R - \pi + \gamma\delta}. \quad (15)$$

Dividiendo la ecuación (15) por L y tomando logaritmo natural en ambos lados se tiene:

$$p^h = \alpha c - \ln(R - \pi + \gamma\delta), \quad (16)$$

donde $p^h = \ln(P^h/L)$ representa el logaritmo del precio de la vivienda por el precio de la tierra y $c = \ln(C/L)$ es el logaritmo de los costos de construcción relativos a los costos de la tierra. Si se define $r = \ln(R - \pi)$ y $\phi = \ln(1 + \frac{\gamma\delta}{R-\pi})$, la ecuación (16) se puede expresar como,

$$p^h = \alpha c - r - \phi. \quad (17)$$

La ecuación (17) indica que un choque de demanda que cause un incremento en la tasa de interés real, también ocasiona una reducción en el p^h . Adicionalmente suponga que en el largo plazo el costo de construcción de la vivienda relativo al precio de la tierra c es una función de la producción real:

$$c = \beta y + c_0. \quad (18)$$

Teniendo en cuenta la ecuación (18), de (17) se tiene que:

$$p^h = \alpha\beta y + \alpha c_0 - r - \phi. \quad (19)$$

Las ecuaciones (18) y (19) son usadas para identificar las ecuaciones de oferta y demanda por vivienda. Así, un choque en la oferta se identifica con un cambio en los costos. Por otro lado, un choque en la demanda es analizado por medio de los cambios en la tasa real de la economía.

2.2. Especificación macroeconométrica

Siguiendo la especificación propuesta en Fry *et al* (2009), se utilizó un conjunto de variables similares donde la principal modificación fue no incorporar indicadores del mercado accionario. Para el caso colombiano, no existe evidencia clara que permita definir la relación entre el comportamiento del mercado bursátil y el hipotecario.

Así, se utilizó un vector de variables definido como $z = [y, c, r, p, p^h]^T$, donde y denota el logaritmo del producto real, c es el logaritmo de los costos de construcción reales, r la tasa de interés nominal, p la inflación, y p^h es el logaritmo del índice de precios de vivienda nueva real. Es importante advertir que en este trabajo no se incluye el precio de la tierra por la inexistencia de una serie histórica consistente.

Para efectos de este análisis se especificó un modelo SVAR con las 5 variables mencionadas anteriormente. Esta metodología fue considerada dado que tiene como principal fortaleza el mayor contenido económico. Además, con este tipo de modelos es posible identificar choques de diferente origen, de acuerdo con supuestos basados en la teoría económica.

La dinámica del modelo macroeconómico se puede representar por medio de un modelo autoregresivo vectorial (VAR) con k rezagos,

$$(I - \Phi_1 L - \Phi_2 L^2 - \dots - \Phi_k L^k) \Delta z_t = \theta + e_t \quad (20)$$

donde $L^j \Delta z_t := \Delta z_{t-j}$ es el operador de rezago, Φ_j es la matriz de parámetros del proceso autoregresivo de dimensiones 5×5 , θ es un vector de constantes y e_t es un choque que se distribuye normal con media $E[e_t] = 0$, una matriz de covarianza contemporánea $E[e_t e_t'] = \Omega$ y se supone que no existe autocorrelación entre los errores no contemporáneos es decir, $E[e_t e_{t-s}'] = 0 \forall s \neq 0$. Note que al expresar el sistema de

ecuaciones del VAR en diferencias se está tomando el crecimiento de las variables. Se modela el VAR de esta forma ya que estos crecimientos para las series en el periodo estudiado, son $I(0)$ como se muestra en la siguiente sección.

Siguiendo a Fry *et al* (2009), se representan los choques estructurales que determinan la dinámica del proceso como un vector de perturbaciones v_t que captura un choque de producción real, un choque de tasa de interés, un choque nominal, un choque de oferta de vivienda generado por los costos de construcción y un choque de demanda de vivienda. El orden de los choques es el siguiente:

$$v_t = \begin{bmatrix} \text{Producción real} \\ \text{Costos de construcción de vivienda} \\ \text{Tasa de interés} \\ \text{Nominal} \\ \text{Demanda de vivienda} \end{bmatrix} \quad (21)$$

Se supone que los choques estructurales tienen media $E[v_t] = 0$, una matriz de covarianza $E[v_t v_t'] = I_{(5 \times 5)}$ y $E[v_t v_{t-s}'] = 0, \forall s \neq 0$. El choque de la ecuación (20) y el vector de choques de largo plazo (21) se relacionan de la siguiente manera:

$$e_t = Gv_t, \quad (22)$$

donde la matriz G es la matriz de parámetros estructurales que se va a estimar. Para encontrar los parámetros de G se imponen restricciones de largo plazo a la *Blanchard y Quah (1989)*,

$$G = (I - \Phi_1 - \Phi_2 - \dots - \Phi_k) H, \quad (23)$$

donde los Φ_i denota de nuevo las matrices de parámetros del VAR definido en (20) y H es la matriz con los parámetros que controlan las propiedades de largo plazo del modelo. Note que efectivamente la matriz H si captura las propiedades de largo plazo, reemplazando las ecuaciones (23) y (22), en (20) se tiene,

$$(I - \Phi_1 L - \Phi_2 L^2 - \dots - \Phi_k L^k) \Delta z_t = \theta + (I - \Phi_1 - \Phi_2 - \dots - \Phi_k) H v_t \quad (24)$$

Como en el largo plazo $\Delta z_{t-j} = \Delta z_t \forall j$, es decir el crecimiento de la variables es constante Δz , entonces la ecuación (24) se reduce a,

$$\begin{aligned} (I - \Phi_1 - \Phi_2 - \dots - \Phi_k) \Delta z &= \theta + (I - \Phi_1 - \Phi_2 - \dots - \Phi_k) H v_t \\ \Rightarrow \Delta z &= (I - \Phi_1 - \Phi_2 - \dots - \Phi_p)^{-1} \theta + H v_t. \end{aligned} \quad (25)$$

Por lo que la matriz H si refleja los efectos de largo plazo de los choques estructurales sobre las variables.

2.3. Restricciones

Siguiendo Blanchard y Quah (1989), las restricciones de largo plazo que se consideran en este trabajo son las siguientes:

$$H = \begin{bmatrix} \lambda_1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \psi_1 & \psi_2 & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_1 & \gamma_2 & \gamma_3 & 0 & 0 \\ \phi_1 & \phi_2 & \phi_3 & \phi_4 & 0 \\ \kappa_1 & \kappa_2 & \kappa_3 & \kappa_4 & \kappa_5 \end{bmatrix} \quad (26)$$

La primera fila de la matriz H muestra que en el modelo se supone que en el largo plazo el producto sólo esta determinado por los choques en el producto. Se espera además que el valor de este parámetro sea positivo ($\lambda_1 > 0$). Note que en el modelo se supone que en el largo plazo el producto opera a su tasa natural, en donde solo choques de oferta agregada afectan los niveles de equilibrio.

La segunda fila muestra los choques que en largo plazo afectan a los costos de construcción de la vivienda. Para el modelo los determinantes de estos costos son el producto real, en donde se espera un efecto negativo ($\psi_1 < 0$), y la oferta de vivienda analizada con los costos de construcción, en donde se espera un efecto positivo ($\psi_2 > 0$).

Para el caso de la tasa de interés de largo plazo, se supone que tanto los choques de producción y tasa de interés tengan un efecto positivo ($\gamma_1 > 0$) y ($\gamma_3 > 0$). Por su

parte, para los choques de oferta de vivienda se espera un efecto ambiguo en el largo plazo ($\gamma_2 \leq 0$ o $\gamma_2 \geq 0$). Esto sucede ya que un incremento en la oferta de vivienda dado un menor nivel de costos, conlleva a una caída en los precios de este activo que puede generar un efecto positivo o negativo sobre la riqueza hogares, dependiendo de la elasticidad de la demanda por casas⁵. Si el efecto neto en la riqueza de los hogares es positivo esto lleva a un aumento en la demanda agregada lo que a su vez implica un incremento en la tasa de interés. Por el contrario, en caso que la demanda agregada disminuya dada una reducción de la riqueza de los hogares, la tasa de interés decrece.

Se supone que la inflación se ve afectada en el largo plazo por todos los choques excepto los de demanda de vivienda. Se espera que un aumento en el producto conlleve a un aumento en la inflación ($\phi_1 > 0$) y que un alto nivel de las tasas de interés, implique un bajo nivel de precios ($\phi_3 < 0$). El choque nominal también debería mostrar un efecto positivo de largo plazo sobre la inflación ($\phi_4 > 0$). Por su parte, se espera que una disminución en la oferta por vivienda dado un aumento de los costos de construcción, genere a un aumento en los precios y así, contribuya a un incremento en la inflación ($\phi_2 > 0$).

Por último, la quinta fila de la matriz H muestra los choques que influyen en la determinación de los precios de la vivienda en el largo plazo. De acuerdo con la ecuación (19), los precios de la vivienda de largo plazo dependen positivamente de factores de producción real ($\kappa_1 > 0$) y negativamente de factores de tasa de interés ($\kappa_3 < 0$). Finalmente, se supone que tanto los choques de oferta de vivienda como los de demanda afectan su precio de largo plazo, ($\kappa_2 > 0$) y ($\kappa_5 > 0$) respectivamente.

2.4. Identificación

La matriz H especificada en (26), define los parámetros largo plazo que se deben estimar en el SVAR. El número de parámetros a estimar es 15. Usando la ecuación (22), la matriz de varianza covarianza del VAR definido en (20) es,

$$\Omega = E [e_t e_t'] = GG', \quad (27)$$

dado que $E = [v_t v_t'] = I$. Ahora reemplazando la ecuación (23) se obtiene,

⁵Note que en el modelo se supone que la vivienda es un componente muy importante de la riqueza de los hogares, que se calcula como el producto del precio y el acervo de viviendas.

$$\Omega = (I - \Phi_1 - \Phi_2 - \dots - \Phi_k) H H' (I - \Phi_1 - \Phi_2 - \dots - \Phi_k)'. \quad (28)$$

El número de parámetros de largo plazo es exactamente 15, el problema se reduce a resolver numéricamente el sistema de ecuaciones que define la ecuación (28). El SVAR se puede estimar entonces en dos pasos; primero estimando el VAR y después calculando los parámetros estructurales a partir de las estimaciones:

$$\left\{ \hat{\Phi}_1, \hat{\Phi}_2, \dots, \hat{\Phi}_k, \hat{\theta}, \hat{\Omega} \right\}. \quad (29)$$

Para encontrar los parámetros de largo plazo se resuelve el siguiente sistema de ecuaciones

$$\hat{\Omega} = \left(I - \hat{\Phi}_1 - \hat{\Phi}_2 - \dots - \hat{\Phi}_k \right) \hat{H} \hat{H}' \left(I - \hat{\Phi}_1 - \hat{\Phi}_2 - \dots - \hat{\Phi}_k \right)'. \quad (30)$$

3. Datos

Para efectos del análisis propuesto se emplearon datos mensuales correspondientes al periodo comprendido entre enero de 1994 y diciembre de 2009, un total de 180 observaciones. Las variables utilizadas en las estimaciones fueron el PIB real (y_t), el índice de costos de construcción de la vivienda ICCV real (c_t), la DTF (r_t), la tasa de inflación anual (p_t) y el precio de la vivienda nueva IPVN real (p_t^h).

La definición de las variables es la siguiente:

PIB real (y_t): producto interno bruto real mensualizado. Este se obtiene por medio de la metodología de Denton (1971), la cual consiste en minimizar la distorsión de la serie original sujeto a que el valor el valor trimestral de la variable corresponda a la suma de sus valores mensuales.

ICCV (c_t): índice de costos de construcción de la vivienda calculado por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). Considera el costo medio de la demanda de insumos que se utilizan en la construcción.

Tasa de interés (r_t): tasa para los certificados de depósito a término fijo a tres meses calculada por el Banco de la República. Se utilizó el promedio mensual.

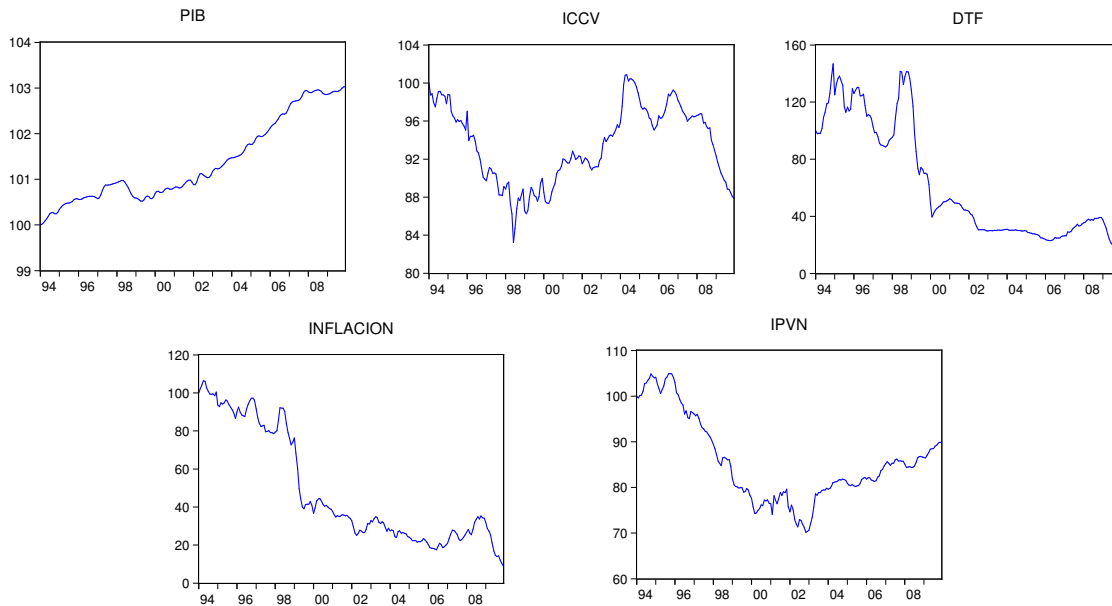
Inflación (p_t): inflación anual que corresponde a la variación anual del índice de precios al consumidor (IPC) calculado por el DANE.

IPVN (p_t^h): índice de precios de la vivienda nueva calculado por el Departamento Nacional de Planeación (DNP) a partir de la información generada por la *Revista Guía*, sobre precios de oferta de vivienda para Bogotá.

Es importante mencionar que para deflactar el índice de costos de construcción de la vivienda y el índice de precios de la vivienda nueva, de acuerdo con el modelo teórico expuesto, se debe utilizar el precio de la tierra. Sin embargo, dado que la información del precio de este no está disponible, se utilizó como deflactor el índice de precios del consumidor (IPC) calculado por el DANE.

Todas las series fueron empleadas en logaritmos a excepción de r_t y p_t . Adicionalmente, el índice de costos de la construcción fue desestacionalizado. En la Figura 1 se presenta la evolución de las variables en niveles. Las series fueron escaladas para que a partir de la primera observación tomaran el valor de 100.

Figura 1: **Series en niveles**



Fuente: Superintendencia Financiera de Colombia, DANE, Departamento Nacional de Planeación. Cálculos Banco de la República.

Antes de estimar el modelo SVAR, fue necesario determinar el orden de integración de los procesos generadores de los datos empleados en el análisis. Para ello, se evaluó la

estacionariedad de las series por medio de la prueba de Dickey-Fuller aumentada (ADF). Los resultados de esta prueba tanto para los niveles como las primeras diferencias, son reportados en el Cuadro 1. Se concluye que existe cierta evidencia para afirmar que todas las series serían integradas de orden uno $I(1)$. Entonces dado el orden de integración de las series, el modelo SVAR fue estimado con las primeras diferencias de las variables. En la Figura 2 se observa el comportamiento de las series utilizadas.

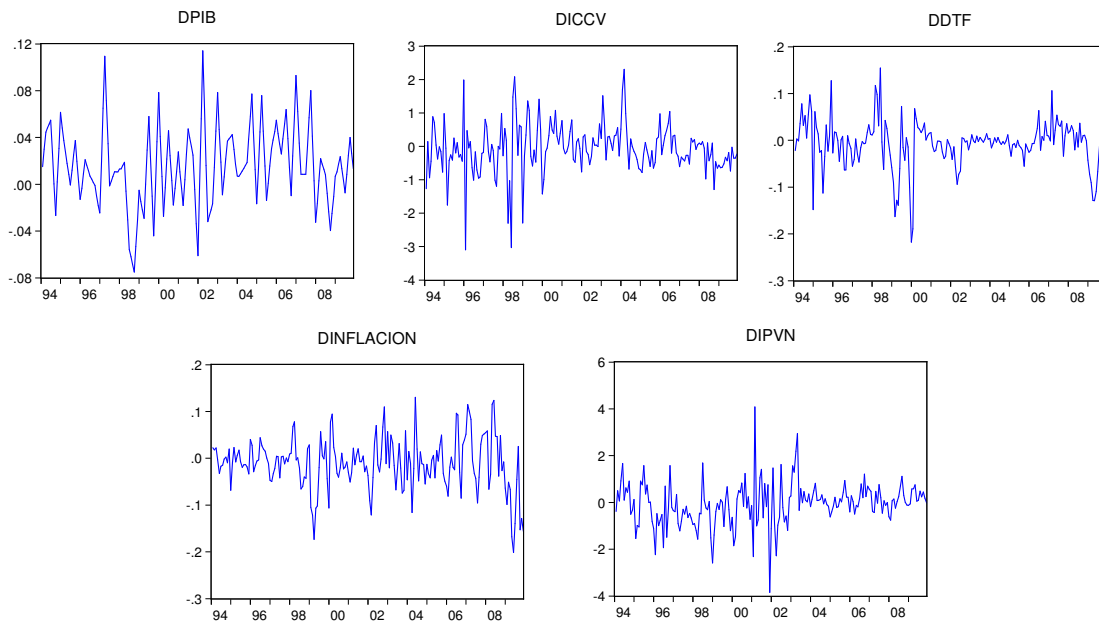
Cuadro 1: Prueba de Dickey-Fuller aumentada

	Nivel	Primera diferencia	Orden de integración
y_t	-1.5876	-3.1359**	I(1)
c_t	-1.4968	-11.1572***	I(1)
r_t	-2.3680	-9.4906***	I(1)
p_t	-1.2200	-4.2719***	I(1)
p_t^h	-1.4807	-10.9189***	I(1)

(**), (***) Rechaza la hipótesis nula de un proceso con raíz unitaria a un nivel de significancia del 5% y 1%, respectivamente.

Fuente: Cálculos propios.

Figura 2: Series en diferencias



Fuente: Cálculos propios.

4. Análisis empírico

El modelo SVAR se construyó incluyendo las 5 variables anteriormente mencionadas: y_t , c_t , r_t , p_t , p_t^h , con una especificación de $K = 10$ rezagos asociados a la estimación. Este número de rezagos empleados se definió considerando el criterio de información de Akaike (AIC) y el análisis del comportamiento de los errores estimados en el modelo.

Cuadro 2: Parámetros de largo plazo estimados para el modelo SVAR

Variable	Choque	Parámetro	Estimador	Error estándar	Estadístico- t
y_t	<i>Produccion real</i>	λ_1	0.0447	0.0111	4.0400***
c_t	<i>Produccion real</i>	ψ_1	0.0444	0.4101	0.1084
	<i>Costos de construccion</i>	ψ_2	1.3553	0.3582	3.7838***
r_t	<i>Produccion real</i>	γ_1	0.0271	0.0147	1.8495**
	<i>Costos de construccion</i>	γ_2	0.0215	0.0129	1.6615*
	<i>Tasa de interes</i>	γ_3	0.0420	0.0063	6.6254***
p_t	<i>Produccion real</i>	ϕ_1	0.0235	0.0150	1.5701*
	<i>Costos de construccion</i>	ϕ_2	0.0010	0.0134	0.0770
	<i>Tasa de interes</i>	ϕ_3	0.0271	0.0077	3.4991***
	<i>Nominal</i>	ϕ_4	0.0396	0.0063	6.2840***
p_t^h	<i>Produccion real</i>	κ_1	0.8401	0.4729	1.7764*
	<i>Costos de construccion</i>	κ_2	1.0046	0.3157	3.1817***
	<i>Tasa de interes</i>	κ_3	-0.2054	0.1025	-2.0039**
	<i>Nominal</i>	κ_4	-0.0891	0.1074	-0.8299
	<i>Demanda de vivienda</i>	κ_5	0.6372	0.1041	6.1229***

(*) el estimador es significativo al 10 %

(**) el estimador es significativo al 5 %

(***) el estimador es significativo al 1 %

Fuente: Cálculos propios.

Para la estimación del modelo se utilizó el método de Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles (FGLS por sus siglas en ingles). Adicionalmente, algunas restricciones fueron impuestas en la matriz de parámetros; en particular imponiendo restricciones de valores nulos ⁶. Las estimaciones de los parámetros del VAR ϕ_k no son reportados, en cambio

⁶Estas restricciones se impusieron analizando los valores t de cada parámetro. Básicamente, se

se mostrara los resultados para las restricciones de largo plazo (Cuadro 2).

Se observa que muchos de los signos de los estimadores corresponden con los esperados. La producción real responde positivamente a los choques del producto. Por su parte, los costos de la construcción solo responden a choques de oferta de vivienda. La relación de largo plazo entre el producto real y los costos de construcción no es significativa en este modelo.

Para el caso de la tasa de interés, como se esperaba, presenta una relación positiva de largo plazo con el producto y con la tasa misma. Por su parte el estimador γ_2 presentó un signo positivo y significativo, lo que sugiere una relación directa entre los costos y la tasa; es decir un aumento en los costos de la construcción que genere una disminución en la oferta de vivienda, hace que los precios de esta aumenten, incrementando la demanda agregada, generando así un alza en la tasa de interés.

Cuando se analizan los parámetros de largo plazo relacionados con la inflación, se observa que los costos de construcción no tienen ningún efecto, dado que el estimador no es significativo. Adicionalmente, cuando se analiza la relación de largo plazo entre la inflación y la tasa de interés se obtiene un resultado no esperado; el estimador ϕ_3 es positivo. Este resultado se obtiene porque los altos niveles de tasas de interés muchas veces se presentan en escenarios de altos niveles de inflación, pero es claro que se esperaba una relación negativa de largo plazo, que indicara que ante un choque positivo de tasa de interés se obtiene una disminución en el nivel de precios medido con la inflación $\phi_3 < 0$.

Finalmente, los parámetros de largo plazo asociados al precio de la vivienda presentaron el signo esperado. Los choques positivos de producción real (y_t), costos de construcción (c_t) y demanda de vivienda (p_t^h) generan en el largo plazo incrementos en el precio de la vivienda, mientras que aumentos de tasa de interés generan disminuciones en el valor de esta activo. Este último resultado coincide con lo obtenido por Elbourne (2008), en donde se señala que la política monetaria contractiva genera disminuciones en el precio de la vivienda.

Es importante mencionar que los resultados de estas estimaciones deben tomarse con cautela. La metodología VAR es una herramienta que resume la información contenida en las distintas series económicas y permite simular tanto experimentos de política como

eliminaron secuencialmente aquellos parámetros que generaban las mayores reducciones en los criterios de información (AIC) hasta que no fuese posible reducirlo más. Lo que es equivalente a eliminar aquellos regresores con los menores valores t absolutos teniendo en cuenta un umbral para este estadístico.

choques exógenos, pero no está exenta de problemas, algunos de ellos similares a los evidenciados en otras metodologías ⁷.

4.1. ¿Existe sobrevaloración en el precio de la vivienda?

Para identificar si el precio real de la vivienda está o no sobrevalorado, es necesario desarrollar un marco que permita identificar el precio “normal” de la vivienda. La aproximación adoptada en este trabajo es descomponer el precio real de la vivienda en su esperanza condicional y en un choque idiosincrático:

$$p_{T+J}^h = E_T[p_{T+J}^h] + \eta_{T+J}. \quad (31)$$

El primer termino $E_T[p_{T+J}^h]$, es la esperanza condicional del precio real de la vivienda en el periodo $T + J$ con información hasta T . El valor inicial de T es Diciembre de 2006 donde J es un contador correspondiente a las observaciones entre Enero de 2007 hasta Diciembre de 2009. La esperanza condicional se calcula utilizando el sistema de ecuaciones del VAR, en donde se desarrollan los pronósticos condicionados a la especificación del sistema. Por lo que se puede inferir que si no existiesen choques (η_{T+J}) en la economía colombiana en el periodo 2007-2009, el precio real de la vivienda actual sería igual al precio de la esperanza condicional.

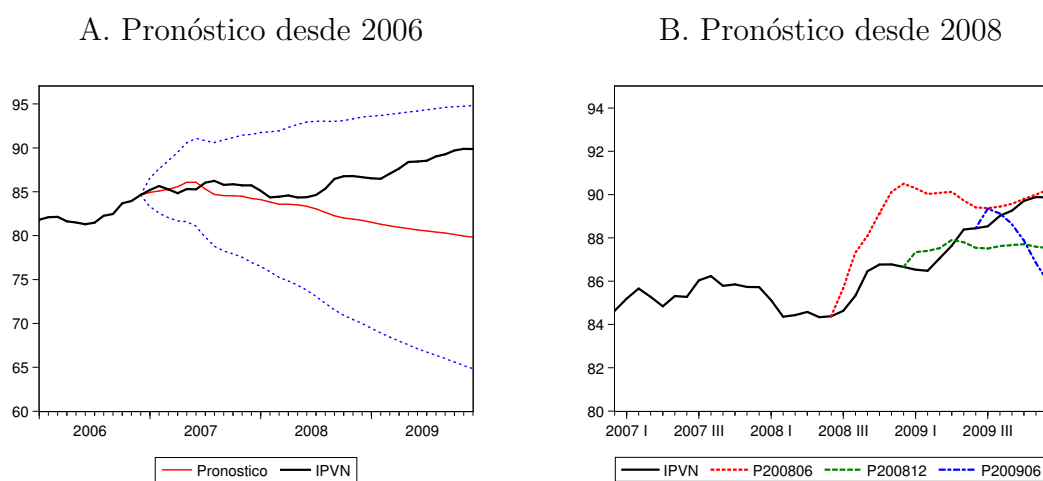
Dado que el modelo considera algunos de los principales determinantes del precio de la vivienda, el pronostico arrojado por el modelo es interpretado como el nivel de precios explicado por estos fundamentales. Por lo que se puede interpretar que si $p_{T+J}^h > E_T[p_{T+J}^h]$, entonces podría existir una situación de sobrevaloración, lo anterior porque existe un componente del precio que no es explicado por los fundamentales considerados.

En la Figura 3 Panel A se presenta el comportamiento del IPVN real y el de su pronóstico⁸. Se observa que desde mediados de 2007 se inicia un proceso de crecimiento en el precio de la vivienda que continua amplificandose en el periodo de finales de 2009. Este comportamiento del IPVN se da en un contexto en el cual el nivel de crecimiento económico ha sido bajo, el ICCV también se encuentran en niveles históricamente inferiores. De ahí que parte del aumento del precio de la vivienda no este explicado por

⁷Problemas por omisión de variables y de choques, no linealidades, cambios estructurales, entre otros.

⁸Dicho pronostico se obtiene estimando el modelo hasta Diciembre de 2006, y pronosticando a partir de Enero de este año hasta Diciembre de 2009.

Figura 3: IPVN real y pronóstico



Fuente: Cálculos propios.

completo por el comportamiento de estos fundamentales, lo que se refleja en la brecha entre el indicador y el pronóstico.

Es importante aclarar que el pronóstico calculado a partir de Enero de 2007 hasta Diciembre de 2009, no es estadísticamente diferente al nivel alcanzado por el precio de la vivienda. Pero cuando se desarrollan pronósticos desde un año más adelante se observa que el IPVN real está por fuera de los intervalos de confianza del pronóstico, lo que sugiere un nivel de precios superior y estadísticamente diferente al predicho por los fundamentales. En la Figura 3 Panel B se presenta el IPVN y los intervalos de confianza superiores al 95 % de confianza de los pronósticos desarrollados cada seis meses a partir de Junio de 2008, se observa que el IPVN se encuentra en la mayoría de casos por encima del intervalo.

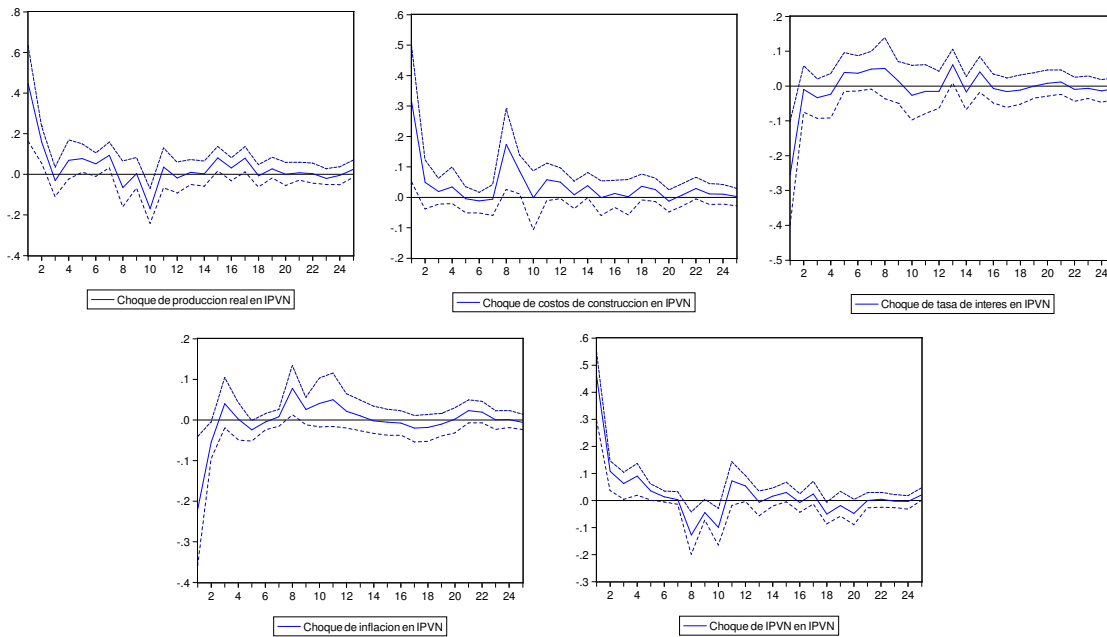
4.2. El efecto de los choques en el mercado de la vivienda

Dado el análisis estructural del VAR es posible evaluar como los choques de los distintos factores macroeconómicos afectan al precio de la vivienda. A continuación se presentan las funciones impulso respuesta (IR) junto con el análisis de descomposición de varianza (DV) del modelo.

Función impulso respuesta

En esta subsección se reportan las funciones impulso respuesta para el precio de la vivienda. En el Gráfico 4 se muestran las respuestas de la variable p_t^h ante los choques generados por sus principales determinantes y_t , r_t , p_t , c_t . Considerando un período de 24 meses en todos los casos; las líneas punteadas muestran los intervalos de confianza al 99% generados por *bootstrapping* utilizando el método de *Efron*⁹ con 1000 repeticiones.

Figura 4: **Impulsos respuesta aplicados al IPVN**



Fuente: Cálculos propios.

Conforme a lo esperado, se observa que el crecimiento en los precios de la vivienda nueva aumenta en el periodo en el que se genera un choque positivo en el nivel de crecimiento económico, es decir en la oferta agregada. Adicionalmente, un choque positivo en los costos de la construcción (choque de oferta de vivienda) incrementa los precios de la vivienda en el momento del choque y ocho meses después.

Los choques de tasa de interés y de inflación tienen un efecto negativo en la variación del precio de la vivienda como es esperado. Finalmente, los choques de demanda de vivienda, causados por el IPVN generan un efecto positivo en el precio de estos activos.

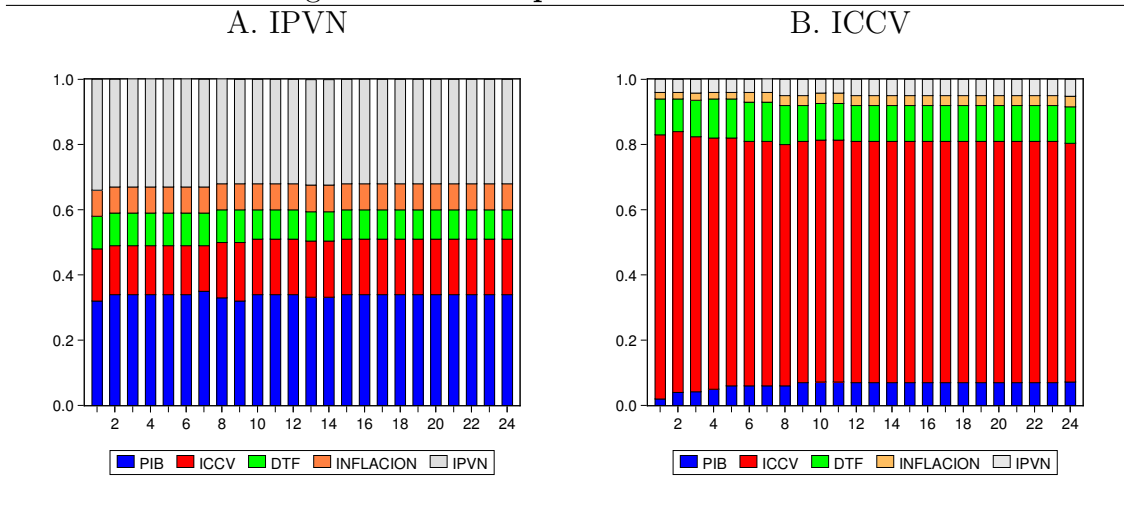
⁹ Efron y Tibshirani (1993).

Descomposición de varianza

A partir de los resultados de las funciones IR, analizados previamente, se describieron los efectos dinámicos de los diferentes choques; ahora, con la descomposición de varianza de los errores de pronóstico se busca evaluar la contribución de esos choques a la volatilidad de las variables del sistema. Para un horizonte de 24 meses se reporta la DV de los errores de pronóstico para el IPVN y el ICCV.

En el panel A del Gráfico 5 se muestra que la mayor contribución a la varianza del error de pronóstico del IPVN, la genera esta misma variable; su contribución es del 34 % en el primer mes y, en el largo plazo tiende a un nivel de 32 %. Esta contribución es similar a la que tienen los choques de producción (y_t) que para el primer mes alcanza un porcentaje del 32 % y en el largo plazo se estabiliza en un nivel del 34 %. En el panel B se observa que los choques de oferta de vivienda (c_t) son los que presentan los mayores efectos en la volatilidad de los costos de construcción en el largo plazo con una participación del 73 % ; seguido por los choques de demanda (r_t) que alcanzan un nivel del 11 %.

Figura 5: Descomposición de varianza



Fuente: Cálculos propios.

5. Comentarios Finales

En este documento se analiza el comportamiento reciente del precio de la vivienda en Colombia a partir del estudio de sus determinantes macroeconómicos, utilizando la metodología SVAR. Al estimar la matriz de efectos de largo plazo, se encuentra que las variables significativas son las mismas que se consideran en el modelo teórico desarrollado. Se muestra que los choques de demanda en el mercado hipotecario, los costos de la construcción y el crecimiento económico, son determinantes importantes del comportamiento del precio de la vivienda en el largo plazo. Estos resultados son consistentes con los encontrados por Fry *et al* (2009) a diferencia de que en Australia el comportamiento de los activos financieros influye de manera significativa sobre el precio de la vivienda.

Respondiendo a la pregunta de si existe actualmente sobrevaloración en el mercado inmobiliario colombiano, los resultados sugieren que los niveles de precios observados tienen una desviación estadística positiva relativa a sus fundamentales. Esto muestra que hay factores exógenos a los considerados que han aumentado el precio de la vivienda en Colombia. No obstante, estos no son necesariamente especulativos sino que pueden obedecer a restricciones de oferta derivadas del comportamiento en el precio de la tierra. Dado que no se tienen datos sobre esta variable, para futuros trabajos se recomienda construir indicadores que permitan evaluar el efecto de la oferta de tierra sobre el precio de la vivienda. Asimismo, es importante evaluar la validez de las restricciones impuestas en el SVAR y la sensibilidad de los resultados si se incluyen indicadores del comportamiento del precio de la tierra.

Referencias

- Araya, R. (1996) “Pruebas de estabilidad denominadas Cusum y Cusum cuadrado” Banco Central de Costa Rica, División Económica (1996).
- Banco de la República (2010). “Reporte de Estabilidad Financiera. Septiembre”.
- Blanchard O. y Quah D.(1989). “ The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Aggregate Supply Disturbances”, *American Economic Review*, 79, 655-673.
- Brown R. L., Durbin, J, y Evans J.M. (1975). “ Techniques for Testing the Constancy of

- Regression Relationships over Time” *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, Vol. 37, No. 2(1975), pp. 149-192.
- Clavijo, S.; Janna, M. y Muñoz S. (2004). “La vivienda en Colombia:sus determinantes socio-económicos y financieros” *Borradores de Economía*,Banco de la República, 300.
- Denton, F. (1971), “Adjustment of Monthly or Quarterly Series to Annual Total: An Approach based on Quadratic Minimization”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol 66, pag 92-102
- Efron, B. y Tibshirani, R.J. (1993), “An Introduction to the Bootstrap”, London: Chapman & Hall.
- Elbourne A. (2008). The UK housing market and the monetary policy transmission mechanism: An SVAR approach”, *Journal of Housing Economics* 17, 65-87
- Fry, R. A., Martin, V. L. y Voukelatos, N. (2009). “ Overvaluation in Australian Housing and Equity Markets: Wealth Effects or Monetary Policy?” *CAMA Working Paper*, 10/2009.
- Hayashi, F. (1982)“ Tobin´s Marginal q and Average q : A Neoclassical Interpretation”. *Econometrica*. Vol. 50, No. 1 (Jan., 1982) pp. 213-224.
- Himmelberg, C., Mayer, C. y Sennai, T. (2005), “Assessing High House Prices: Bubbles, Fundamentals and Misconceptions”, *Journal of Economic Perspectives*, 19, 67-92.
- Jaramillo, S. (2004) “ Precios inmobiliarios en el mercado de vivienda en Bogotá 1970-2004” .*DOCUMENTO CEDE*. 42.
- Jarocinski M. y Smets F. (2008) “House Prices and the Stance of Monetary Policy.” *Federal Reserve Bank of St.Louis Review*.July/August.
- Jud, D. y Winkler, D. (2003) “ The Q theory of Housing Investment” , *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 27:3,379-392.
- Stiglitz, Joseph E. (1990). “Symposium on Bubbles,”. *Journal of Economic Perspectives* 4(2), Spring, pp. 13-18.
- Stock J. y Watson M. (2001). “Vector Autoregressions”, *Journal of Economic Perspectives*, v.15-4, pp. 101-115.

6. Anexo

En este documento se desarrollaron pronósticos para distintas ventanas de tiempo en busca de determinar el precio “normal” de la vivienda. Para mostrar la robustez de las estimaciones, es importante desarrollar un análisis que permita contrastar la hipótesis de estabilidad de los coeficientes, ya que el incumplimiento de este supuesto, en primera instancia genera resultados incorrectos en las estimaciones y adicionalmente, genera que las proyecciones resulten erróneas.

En este Anexo se presenta la Prueba de *Cusum*¹⁰. El procedimiento se puede resumir en dos pasos. En el primero, se estiman los coeficientes del modelo para el periodo histórico y en el segundo, basados en estas estimaciones, se calculan los residuales de las observaciones. De esta manera, si existe un cambio estructural en el período de análisis, los residuales deberían desviarse sistemáticamente de su media cero.

Para ello, se calculan los residuos recursivos del modelo estimado con datos hasta el periodo $\tau-1$. Estos errores se calculan para cada ecuación $y_t = X'_t\beta_{\tau-1} + u_t$ ($t = 1, \dots, T$), del VAR separadamente.

$$\hat{u}_\tau = \frac{y_\tau - X'_\tau\beta_{\tau-1}}{1 + X'_\tau(X'_{\tau-1}X_{\tau-1})^{-1}X_\tau}, \quad \tau = M + 1, \dots, T. \quad (32)$$

En la ecuación 32, estos residuos \hat{u}_τ se definen como la diferencia entre el valor actual de la variable dependiente al momento τ y el valor del pronóstico obtenido de una regresión ajustada para todas las observaciones previas a τ , ésta diferencia dividida sobre la varianza del error de pronostico.

Dada esta definición de la secuencia $\hat{u}_\tau : \tau = M + 1, \dots, T$, se espera que bajo la hipótesis de estabilidad de los coeficientes de la regresión el valor esperado de \hat{u}_τ sea cero, $E(\hat{u}_\tau) = 0$. Por otra parte, si la hipótesis alternativa de inestabilidad es correcta, los parámetros del modelo son constantes sólo hasta el momento τ^* , lo que significa que de ahí en adelante \hat{u}_τ tendrá un valor esperado diferente de cero.

Para ello, los procesos Cusum son calculados como la suma acumulada de los residuales estandarizados recursivos, ecuación 33:

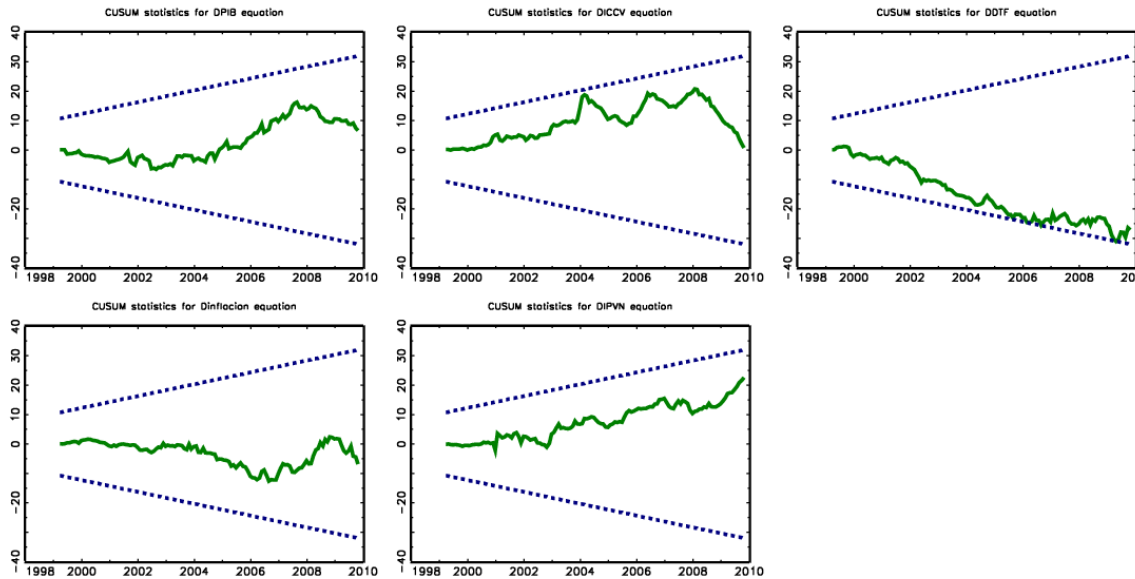
¹⁰Para un análisis mas detallado ver Brown *et al.* (1975) y Araya (1996).

$$Cusum_{\tau} = \sum_{t=M+1}^{\tau} \frac{\hat{u}_t^{\tau}}{\hat{\sigma}_u}. \quad (33)$$

donde \hat{u}_t se define como los residuos recursivos y $\hat{\sigma}_u$ es el error estándar de la regresión ajustada a todos los puntos T muestrales.

Por lo tanto, la serie de la suma acumulada de los residuos recursivos en t permite verificar desviaciones sistemáticas de éstos desde su línea en cero que es el valor esperado. Si se calculan los intervalos de confianza, se puede definir una banda que debería acotar la evolución de la serie de residuos, y así poder contrastar la hipótesis de estabilidad de parámetros. Los puntos de la serie que se ubiquen por fuera del intervalo, señalarían la posibilidad de inestabilidad de los parámetros de regresión, y por lo tanto un cambio estructural en la función.

Figura 6: Estadístico de Cusum



Fuente: Cálculos propios.

En la Figura 6 se observa el comportamiento del estadístico de Cusum y los intervalos de confianza al 5%. Dado que el estadístico permanece al interior de los intervalos no se puede rechazar la hipótesis nula de estabilidad de los coeficientes para ninguna de las variables que se usaron en las estimaciones del SVAR.