

COINTEGRACIÓN CON EFECTO UMBRAL ENTRE EL NIVEL DE PRECIOS Y
LA OFERTA MONETARIA EN COLOMBIA

MARÍA ISABEL REYES BEJARANO

UNIVERSIDAD DEL VALLE
FACULTAD DE CIENCIAS SOCIALES Y ECONOMICAS
ECONOMIA
SANTIAGO DE CALI
2017

Cointegración con Efecto Umbral entre el Nivel de Precios y la Oferta Monetaria en
Colombia

María Isabel Reyes Bejarano
Código: 0926240

Trabajo de Grado presentado como
requisito parcial para optar por
el título de economista

Tutor:
Inés María Ulloa Villegas

Universidad del Valle
Facultad de Ciencias Sociales y Económicas
Economía
Santiago de Cali
2017

Agradecimientos

A Dios por haberme dado la oportunidad de emprender el camino que culminó con la finalización de este documento. Por darme la sabiduría y fuerza para salir adelante, sobre todo en los instantes de duda y desanimo.

A mi familia, principalmente a mis padres, a mis tías, a mi abuela Teresa y a mis primas por su incondicional apoyo, comprensión y amor durante todo el curso de mi carrera universitaria. Por las palabras y actos que impulsaron mis sueños y anhelos desde el momento que empezó este maravilloso reto.

A mis amigos de la universidad, en especial a Yuly y Kate por permitirme compartir las últimas etapas de esta aventura a su lado. Mención especial a mí querido Edwin por ser el artífice del núcleo de este trabajo y sobre todo por estar a mi lado siempre que lo he necesitado. A Hawer por haberme acompañado de una manera u otra en este trayecto.

A mis profesores por los conocimientos académicos que me dejaron y por cada una de las lecciones de vida que me dieron desde el primer día de clase. Especialmente quiero dar gracias a mi maestra y tutora Inés María Ulloa por enseñarme el área de nuestra ciencia que más me apasionó y por su contribución en el desarrollo de esta tesis.

A la memoria de mi papito Manuel, por creer en mis capacidades, reconocer mis fortalezas antes que nadie y por su legado de reflexión y conciencia. Al entrañable recuerdo de mi tía Gloria, por su inmenso cariño, por el orgullo que sentía por mis logros, por todo lo que compartimos hasta su último día de vida y por lo que no pudo ser.

A la Universidad del Valle, a la Facultad de Ciencias Sociales y Económicas y al Programa de Economía por darme la oportunidad de ser parte de tan formidable institución para formarme como profesional y persona.

!Gracias;

Tabla de Contenido

1.	Introducción	1
2.	Revisión de la literatura.....	2
3.	Marco teórico	6
3.1	Enfoque de Fisher	6
3.2	Ecuación de la Escuela de Cambridge	7
3.3	La nueva Teoría Cuantitativa del Dinero	8
4.	Metodología	10
4.1	Cointegración lineal	11
4.2	Cointegración por umbrales.....	12
4.3	Prueba de cointegración por umbrales	12
5.	Datos.....	13
6.	Resultados.....	17
7.	Conclusiones	26
	Referencias bibliográficas	27
	Anexos.....	31

Resumen

En este documento se analiza la relación entre el nivel de precios y la oferta monetaria de la economía colombiana. Se empleó un modelo de Vectores de Corrección del Error con umbral con las series mensuales correspondientes al periodo entre enero de 1984 hasta diciembre de 2015 del Índice de Precios al Consumidor y los agregados monetarios M1, M3 y la base monetaria para hallar el equilibrio de largo plazo de las variables y el proceso de ajuste por el que atravesaron para alcanzarlo. La asimetría encontrada en este proceso confirma la inestabilidad entre el nivel de precios y la oferta monetaria, razón por la que el Banco de la República implementó la estrategia inflación objetivo para el control de precios y relegó el uso de los agregados monetarios a un papel secundario, como proveedor de información. La relación de largo plazo entre el nivel de precios y el dinero es positiva en el largo plazo con lo que se confirma el cumplimiento parcial de la Teoría Cuantitativa del Dinero en Colombia.

Palabras claves: inflación, oferta monetaria, política monetaria, cointegración por umbrales.

Clasificación JEL: E31, E51, E52.

1. Introducción

La inflación, definida como “el incremento continuo en el nivel general de precios” (Barro, Grilli & Febrero, 1997,167), es una de las variables macroeconómicas más monitoreadas por la autoridad monetaria de un país debido a sus nocivos efectos sobre la economía y sobre su sistema de información. Un aumento de precios confunde a productores y consumidores en la medida que dificulta las decisiones de largo plazo y por lo tanto obstaculiza la inversión y el crecimiento, entorpece el planeamiento económico porque genera especulación e incertidumbre y disminuye la capacidad adquisitiva de los agentes. Por esto controlar el nivel de precios debe ser una de las prioridades de cualquier economía por lo cual es indispensable diseñar políticas adecuadas para monitorearlos (Blanchard y Pérez, 2000).

Estas políticas en Colombia han sido desarrolladas en el marco de estrategias que han sido cambiadas por la autoridad monetaria, representada primero por el gobierno central y luego encabezada por el Banco de la República. Desde un riguroso control a los agregados monetarios, pasando por el uso de corredores monetarios hasta llegar a la implementación del esquema inflación objetivo. Los cambios en las políticas para controlar el nivel de precios han sido determinados por su eficiencia y por la relación de los precios con otras variables como la tasa de interés y los agregados monetarios.

Las características del vínculo entre el nivel de precios y los agregados monetarios son importantes al diseñar las políticas monetarias de un país. Al respecto Estrella y Mishkin (1997) afirman que la estabilidad a través del tiempo de este lazo es lo que hace viable el uso de los agregados monetarios en la política monetaria; el incumplimiento de esta condición fue una de las razones por las que Colombia se adhirió a la estrategia de inflación objetivo. La observación de este nexo es lo que ha marcado la pauta que debe seguir el Banco de la

República en Colombia y de ahí surge la importancia de analizar la dinámica entre estas variables.

El objetivo de este trabajo es indagar, mediante el uso de un modelo de Vectores de Corrección del Error con umbral, cómo es la relación a largo plazo entre el nivel de precios y los agregados monetarios en Colombia. Para este análisis se emplean datos correspondientes a las series mensuales M1, M3, la base monetaria y el Índice de Precios al Consumidor desde enero de 1984 hasta diciembre de 2015.

El resto del documento se encuentra organizado en cinco secciones: en la primera se hace una revisión de la literatura relacionada, en la segunda se expone el marco teórico, en la tercera se describe la metodología econométrica a utilizar, en la cuarta sección se presentan los datos empleados, en la quinta se muestran los resultados y por último se encuentran las conclusiones.

2. Revisión de la literatura

La línea investigativa de la relación entre el dinero y el nivel de precios data de trabajos como el de Hume (1752) en el que se plantea que los cambios en las unidades monetarias en circulación provocan un efecto proporcional en los precios sin alterar las variables reales de la economía. Después de esta publicación aparecieron otras que pueden agruparse en dos corrientes teóricas diferentes. La primera, basada en la tesis de Hume, corresponde al enfoque cuantitativo y monetarista en la que se destacan los estudios de Fisher (1911), Pigou (1917) y Friedman (1956, 1968). La segunda explora la influencia de otras variables en los precios, en la que sobresalen los análisis de Keynes (1930, 1936) y Hayek (1933).

Las hipótesis de cada una de estas vertientes se han contrastado empíricamente mostrando evidencia estadística o por medio de diversas metodologías econométricas de

progresiva evolución. Siguiendo la primera corriente teórica, Sargent (1982) muestra que la hiperinflación en Alemania, Hungría, Polonia y Austria, en el periodo posterior a la Primera Guerra Mundial, fue causada por el crecimiento en el dinero fiduciario respaldado solo por las cuentas del gobierno.

Otros autores tomaron como evidencia los resultados de análisis de correlación de series de tiempo. Con esta metodología Lucas (1980) encuentra una correlación positiva y fuerte entre la tasa de crecimiento del dinero y la inflación en Estados Unidos. De manera similar, McCandless y Weber (1995) obtienen un coeficiente de correlación cercano a la unidad entre los agregados monetarios y los precios de 110 países; dicho coeficiente es mayor en el caso de la oferta monetaria clasificada como la más amplia (M1 y M2) y menor cuando se trata de M0.

Las regresiones por el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios también han sido empleadas para contrastar las hipótesis cuantitavistas. Con este método Vogel (1974) aplica el modelo de Harberger con datos de 16 países entre 1950 y 1969 y muestra que un aumento de la tasa de crecimiento de la oferta monetaria provoca un aumento proporcionado en la inflación dentro de dos años. Siguiendo esta línea De Grauwe y Polan (2005) encuentran una relación positiva, fuerte, no proporcional, entre el crecimiento del dinero en el largo plazo y la inflación, en una muestra que abarca datos de 160 países en más de 30 años.

Con información de 15 países industrializados, Roffia y Zaghini (2007) emplean regresiones probit para mostrar que, en condiciones de crédito holgadas, cuando el crecimiento excesivo de dinero está acompañado por incrementos en los precios de las acciones y el precio de las viviendas, la probabilidad de que ocurra una explosión inflacionaria en un periodo de tres años es alta.

Otras técnicas econométricas contemplan las peculiaridades de las series de tiempo y han buscado solucionar problemas de modelación. Entre estas se encuentra el análisis de

cointegración el cual fue usado por Miller (1991) para estimar la demanda monetaria estadounidense en el largo plazo y demuestra que solo el agregado monetario M2 tiene una relación con el deflactor de precios y con el producto nacional bruto. Watson y Stock (1993) calculan la misma demanda con M1 y su estimación de vectores de cointegración prueba que ésta es estable en el largo plazo.

Christiano y Fitzgerald (2003) destacan las virtudes de un método como el *Band Pass Filter* y lo aplican usando el crecimiento del dinero y la inflación en Estados Unidos. Los resultados revelan que antes de 1960 había una relación positiva y fuerte entre el dinero y la inflación; después de dicho año la relación se volvió negativa en frecuencias de 20 años y más altas, aunque siguió siendo positiva para frecuencias más bajas.

Los modelos markovianos de cambio de régimen son una alternativa adicional usada por autores como Amisano y Fagan (2013) que parten de un modelo en el que la inflación tiene dos regímenes, caracterizados por tener inflación baja y alta cada uno y cuya probabilidad de cambio depende del crecimiento monetario.

En el segundo frente teórico se encuentran investigaciones que contemplaron otras variables posibles que estuvieran ligadas de alguna forma con la inflación. Investigadores como Muth (1961) y Lucas (1972) fueron pioneros en el estudio de la relación entre las expectativas y el nivel de precios.

Sargent y Wallace (1975) hacen uso de las expectativas racionales en un modelo de precios flexibles para la economía estadounidense y concluyen que un régimen de tasa de interés objetivo no determina el nivel de precios. Evidencia empírica respecto este tipo de variables es presentada por Fama (1975) demostrando que hay una relación entre la tasa de interés nominal y las tasas de inflación observadas, basada en la información que tiene dicha tasa sobre la inflación futura.

Las variables de tipo financiero también han sido consideradas al analizar los determinantes de la inflación. Desde este enfoque Fama (1981) comprueba la existencia de una relación negativa entre los retornos reales de las acciones y la inflación observada en Estados Unidos después de 1953. Por otro lado Stock y Watson (2003) demuestran que la información brindada por variables de esta índole no ayuda a predecir el nivel de precios de una economía.

Otras investigaciones se centraron en el vínculo entre la inflación y variables que miden la actividad económica. Por ejemplo, Christiano y Fitzgerald (2003) hacen un análisis de correlación con el que determinan que antes de 1960 en Estados Unidos la relación entre la tasa de desempleo y la inflación era negativa; esta se mantiene en el periodo posterior a 1960 con menos fuerza. Barro (2013) concluye que en 100 países el efecto de un aumento en el nivel de precios es la reducción de la tasa de crecimiento del producto interno bruto real per cápita y de la tasa de inversión en el producto interno bruto.

Giannone, Lenza, Momferatou, Onorante (2014) utilizan un modelo VAR bayesiano para examinar la dinámica de las relaciones entre los componentes del índice de precios al consumidor armonizado y sus determinantes entre el 2005 y el 2012. Las estimaciones muestran efectos significativos de choques del precio del petróleo en la inflación.

La evidencia de la conexión entre el dinero y la inflación en Colombia presenta resultados variados. Se encuentran publicaciones en las que se cuestiona el cumplimiento de la teoría cuantitativa del dinero en nuestra economía como las de Llorente (1990) y García (1994).

La validez de la teoría cuantitativa ha sido probada en Colombia de distintas formas. Arango (1999) emplea el método de componentes no observados basado en el filtro de Kalman para probar que solo M1 se ajusta a la descomposición realizada; las pruebas de causalidad de Granger muestran que M1 causa la inflación, no obstante lo contrario no se

cumple. Por su parte, Marín y Hurtado (2006) valoran un conjunto de variables y prueban que existe una relación positiva, no directamente proporcional, entre la tasa de crecimiento de M1 y la tasa de crecimiento de los precios.

El análisis de cointegración también es utilizado para validar el cumplimiento de la hipótesis monetarista en Colombia. Basándose en esta metodología Lozano (2009) usa un modelo de vectores de corrección del error para probar la existencia de la relación a largo plazo entre el déficit presupuestario, el crecimiento monetario y la inflación en Colombia. La magnitud del coeficiente de la relación entre el dinero y los precios que encontró varía según el agregado monetario, siendo más bajo en el caso de la base monetaria y más amplia en el caso de M3.

3. Marco Teórico

El nivel de precios está relacionado con diversos factores que pueden ser determinantes en su comportamiento. El presente trabajo se enfoca en el vínculo existente entre el dinero y el nivel de precios; el marco teórico que se expone a continuación se basa en la Teoría Cuantitativa del Dinero interpretada por Fisher (1911) y su desarrollo posterior realizado por Pigou (1917) y eventualmente por Friedman (1956).

3.1 Enfoque de Fisher

Para hacer que la Teoría Cuantitativa del Dinero fuera más clara, Fisher (1911) propuso una formulación matemática a la que llamo Ecuación de Intercambio o de Transacciones. El supuesto base en este planteamiento es que el dinero tiene como único rol ser medio de pago y que cada intercambio entre bienes y dinero es equivalente, es decir, que los bienes comprados son equivalentes al dinero pagado por ellos. En un lado de la ecuación está el total de dinero pagado, equivalente al producto entre la cantidad de dinero en la

economía y su velocidad de circulación; en el otro están los bienes adquiridos que es igual a la cantidad de bienes multiplicado por su precio. Lo anterior fue expresado por Fisher así:

$$M \cdot V = P \cdot Q \quad (1)$$

En su análisis, Fisher plantea tres teoremas que desde esta ecuación pueden resumirse como:

- 1) Si V y Q se mantienen constantes mientras M varía en alguna proporción, el lado monetario de la ecuación variará en la misma proporción, luego se producirá un cambio igual en el otro lado, por lo que P se modificará en la misma magnitud de M.
- 2) Si M y Q se mantienen constantes mientras V varía en alguna proporción, el lado monetario de la ecuación variará en la misma proporción, luego se producirá un cambio igual en el otro lado, por lo que P se modificará en la misma magnitud de V.
- 3) Si M y V se mantienen constantes ninguno de los dos lados de la ecuación variará; luego si Q varía en una proporción, P lo hará a la inversa de dicha cantidad.

Fisher cataloga la primera de estas tres afirmaciones como la esencia de la Teoría Cuantitativa del Dinero, considerada como una teoría del nivel de precios basada de manera importante en el hecho de que el dinero no satisface las necesidades de los agentes, solo tiene el poder de comprar bienes que si satisfacen esas exigencias.

3.2 Ecuación de la Escuela de Cambridge

El análisis posterior de la Escuela de Cambridge dio pie a la aparición de un enfoque alternativo de la teoría cuantitavista años después, el cual añadió nuevos elementos que habían sido obviados por Fisher. Arthur Pigou (1917) encabezó esta nueva línea de pensamiento que giraba alrededor de los determinantes de la demanda de dinero; desde su

perspectiva, el público quiere dinero para hacer transacciones y para asegurarse ante eventos inesperados como una necesidad repentina o un alza de precios, entre otros. Su formulación de la demanda de dinero tiene la siguiente forma:

$$P' = \frac{Rk}{M} \quad (2)$$

En esta expresión R es el total de recursos en la economía, k es la proporción de R en forma de dinero en moneda corriente, M es la cantidad de dinero en la economía, P' es el precio por unidad del dinero en términos de los recursos. Pigou deja claro que (1) y (2) son compatibles entre sí, teniendo en cuenta que P es precio de los bienes en términos monetarios, éste se toma como el inverso de P', luego se puede expresar (2) como:

$$P = \frac{M}{Rk} \quad (3)$$

Bajo ciertas condiciones de comercio y producción R y k son constantes, esto hace que el primer teorema de Fisher se cumpla en esta versión de la teoría. Pigou no entra en un debate en torno a cual ecuación refleja mejor la teoría. En su opinión ambas son válidas. No obstante considera que su aproximación brinda un análisis más efectivo en la medida que se enfoca en una razón por la que el público demanda dinero, en lugar de considerar la velocidad del dinero que a su parecer es arbitraria.

3.3 La nueva Teoría Cuantitativa del Dinero

Keynes (1936) introduce la preferencia por liquidez como un motivo para demandar dinero y la tasa de interés como costo de oportunidad de retenerlo. Esto sienta un precedente para que las investigaciones posteriores consideraran la demanda del dinero como parte de la

teoría del capital y de la riqueza y para que se interesaran en la composición de un portafolio de activos (Friedman, 1970).

Friedman (1956) partió de esta base para formular su versión de la demanda de dinero al argumentar que los poseedores de la riqueza demandan dinero en función de factores como la riqueza total, la tasa de retorno esperada del dinero y de otros activos, variables que determinan la utilidad de los servicios ofrecidos por el dinero comparado con aquellos que prestan otros activos, entre otras variables. Matemáticamente esta demanda de dinero se representa de la siguiente manera:

$$\frac{M^d}{P} = f\left(y, W, r_m, r_b, r_e, \frac{\dot{P}}{P}, u\right) \quad (4)$$

Aquí M y P tienen el mismo significado que se define en (1), y representa el ingreso nacional a precios constantes, W es la fracción del ingreso derivada de la propiedad, r_m es la tasa esperada de rendimiento del dinero, r_b es la tasa esperada de rendimiento de los activos de valor fijo, r_e es la tasa nominal esperada de rendimiento de las acciones, $\frac{\dot{P}}{P}$ es la tasa esperada de cambio en los precios de los bienes, u representa las variables diferentes al ingreso que pueden afectar la utilidad derivada de los servicios del dinero.

La versión monetarista de la Teoría Cuantitativa del Dinero gira en torno a la determinación de la demanda monetaria. Sin embargo, sus conclusiones sobre la relación entre el nivel de precios y el dinero no difieren a las presentadas en la versión tradicional. Al respecto Friedman (1970) afirma:

“A un nivel analítico es un análisis de los factores que determinan la cantidad de dinero que la comunidad quiere tener...La conclusión es que cambios substanciales en los precios o en el ingreso nominal son casi invariablemente el resultado de cambios en la oferta nominal del dinero (p. 195).”

4. Metodología

El análisis de la relación entre el nivel de precios y la oferta monetaria en Colombia desde el marco teórico propuesto en este trabajo se hace con un modelo de series de tiempo especial, cuyos supuestos se adaptan a las características especiales de los datos empleados.

Para trabajar con datos de series de tiempo y obtener resultados coherentes, es necesario que estas cumplan con ciertos requisitos. Uno de estos es la condición de estacionariedad; una serie es estacionaria en sentido débil si sus momentos estadísticos principales, como la varianza, autocovarianza y su valor esperado, no cambian con el tiempo. No obstante existen ciertos modelos econométricos con los que es posible examinar series de tiempo que no presenten esta característica.

En el estudio de las series de tiempo no estacionarias, el concepto de cointegración ha jugado un papel vital; de acuerdo a Engle y Granger (1987) éste se basa en la idea de dos o más series no-estacionarias, que al combinarse, dan como resultado una serie que si es estacionaria. Si dichas series son estacionarias en su versión diferenciada estas se consideran cointegradas.

El aporte de Engle y Granger consistió en mostrar cómo un conjunto de variables cointegradas pueden ser representadas por medio de un modelo de Vector de Corrección del Error (VECM). El VECM corresponde a una versión aumentada de un modelo de Vectores Autorregresivos (VAR) que incluye una variable que recoge las desviaciones del equilibrio de largo plazo; un VECM muestra cómo las desviaciones de las variables se ajustan hacia dicho equilibrio.

Años más tarde Balke y Fomby (1997) encontraron una falencia en el concepto de cointegración. Estos autores señalaron que bajo esta concepción se asume que los ajustes de las desviaciones hacia el equilibrio de largo plazo se hacen instantáneamente en cada periodo.

No obstante la teoría económica muestra que el supuesto de linealidad asumido en el modelo VEC no se cumple; el funcionamiento y efecto rezagado de las políticas económicas es un ejemplo ilustrativo de cómo los ajustes en la economía no se llevan a cabo inmediatamente.

Para Balke y Fomby (1997) la cointegración debía contemplar esta característica, por lo que idearon el concepto de cointegración por umbrales. Según estos autores, al considerar que la relación de cointegración entre dos variables pueda tener un efecto umbral, se tiene en cuenta que los ajustes no necesariamente se realizan de forma inmediata sino que se llevan a cabo cuando las desviaciones rebasan un límite o umbral. Esta noción se basó en un modelo autorregresivo con umbrales (TAR) que fue planteado por Chan (1983).

4.1 Cointegración lineal

De acuerdo a Hansen y Seo (2002) un modelo lineal de Vector de Corrección del Error (VECM) de orden $l + 1$ puede escribirse como:

$$\Delta x_t = A' X_{t-1}(\beta) + u_t \quad (5)$$

Donde $X_{t-1}(\beta) = \begin{pmatrix} 1 \\ w_{t-1}(\beta) \\ \Delta x_{t-1} \\ \Delta x_{t-2} \\ \vdots \\ \vdots \\ \Delta x_{t-l} \end{pmatrix}$ de orden $k \times 1$ (con $k = pl + 1$)

x_t es una serie de tiempo $I(1)$ de dimensión p que está cointegrada con el vector de cointegración β ($p \times 1$). El término $w_{t-1}(\beta)$ es igual a $\beta' x_t$ y representa el término de corrección del error de orden $I(0)$ mientras que A es una matriz de orden $k \times p$.

4.2 Cointegración por umbrales

Con base al modelo (5) los autores formulan un modelo de Vectores de Corrección del Error con efecto umbral con dos regímenes:

$$\Delta x_t = \begin{cases} A'_1 X_{t-1}(\beta) + u_t & \text{Si } w_{t-1}(\beta) \leq \gamma \\ A'_2 X_{t-1}(\beta) + u_t & \text{Si } w_{t-1}(\beta) > \gamma \end{cases} \quad (6)$$

En este modelo γ es el parámetro que representa el umbral. Alternativamente (6) puede escribirse como:

$$\Delta x_t = A'_1 X_{t-1}(\beta) d_{1t}(\beta, \gamma) + A'_2 X_{t-1}(\beta) d_{2t}(\beta, \gamma) + u_t \quad (7)$$

Donde $d_{1t}(\beta, \gamma) = l(w_{t-1}(\beta) \leq \gamma)$, $d_{2t}(\beta, \gamma) = l(w_{t-1}(\beta) > \gamma)$ con $l(\cdot)$ como la función indicador.

En este caso el modelo tiene dos regímenes que están definidos por el valor del término de corrección del error. Los coeficientes de las matrices A definen la dinámica para cada régimen. En este modelo todos los coeficientes cambian entre los dos regímenes, excepto el vector de integración β .

Si $0 < P(w_{t-1} \leq \gamma) < 1$ el efecto umbral existe, de lo contrario el modelo sería de cointegración lineal. Esta restricción se define suponiendo que:

$$\pi_0 \leq P(w_{t-1} \leq \gamma) < (1 - \pi_0)$$

Donde π_0 es parametro *trimming* que esta entre 0 y 1.

4.3 Prueba de cointegración por umbrales

Para comprobar la existencia de un efecto umbral en un modelo VEC, Hansen y Seo (2002) proponen una prueba que contrasta las siguientes hipótesis:

$$H_0: A = A_1 = A_2$$

$$H_1: A \neq A_1 \neq A_2$$

Si no existe suficiente evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, el modelo correspondiente en dicho caso es el representado en la ecuación (5). En caso contrario, se aceptaría que los coeficientes de las matrices son diferentes, luego si existe la presencia de un efecto umbral y la representación matemática correspondería al modelo (6).

Para realizar esta prueba se considera un estadístico SupLM, que es el valor máximo de un estadístico de prueba tipo multiplicador de Lagrange, cuando los parámetros que representan al umbral varían dentro de un conjunto posible de valores. Este estadístico toma dos formas, dependiendo si se conoce o no el vector de cointegración; si se conoce *a priori* el valor que toma este vector, el estadístico se denota como:

$$SupLM^o = SupLM(\beta_0, \gamma) \quad (8)$$

$$\gamma_L \leq \gamma \leq \gamma_U$$

En caso de desconocer el vector de cointegración, la expresión anterior se escribe como:

$$SupLM = SupLM(\tilde{\beta}, \gamma) \quad (9)$$

$$\gamma_L \leq \gamma \leq \gamma_U$$

En ambos casos $[\gamma_L, \gamma_U]$ es la región de búsqueda de modo que γ_L es el percentil π_0 de $\widetilde{W}_{t-1}$ y γ_U es el percentil $1 - \pi_0$. Para implementar la maximización definida en las ecuaciones (8) y (9), debe realizarse una evaluación de valor (*grid search*) sobre la región de búsqueda. Estos estadísticos están basados en parámetros estimados obtenidos bajo la hipótesis nula en lugar de la alternativa.

5. Datos

Para evaluar la relación de largo plazo entre el dinero y los precios en la economía colombiana, las variables tomadas en cuenta en el presente trabajo son: la base monetaria, las series M1, M3 y el Índice de Precios al Consumidor que es calculado por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). Los datos tiene una frecuencia mensual y

abarcan el periodo desde enero de 1984 hasta diciembre de 2015; esta información fue obtenida del sitio web del Banco de la República.

En junio de 1995 se redefinió el cálculo de la base monetaria y del agregado monetario M1. Gaviria (2006) señala que las nuevas definiciones adoptadas correspondían a los conceptos internacionales propuestos por el Fondo Monetario Internacional. En la Tabla 1 se resume la definición de los agregados monetarios empleados en la presente investigación.

Tabla 1
Agregados Monetarios

Serie	Definición
Base monetaria	Efectivo redefinido+reserva del sistema financiero
M1	Efectivo redefinido+cuentas corrientes en el sistema financiero
M3	Efectivo redefinido+pasivos del sector definido sujetos a encaje

Fuente: Elaboración Propia

El DANE define el IPC como una medición de la evolución del costo promedio de una canasta de bienes y servicios, representativa del consumo final de los hogares, expresada en relación con un período base. La Figura 1 muestra la evolución de estas variables

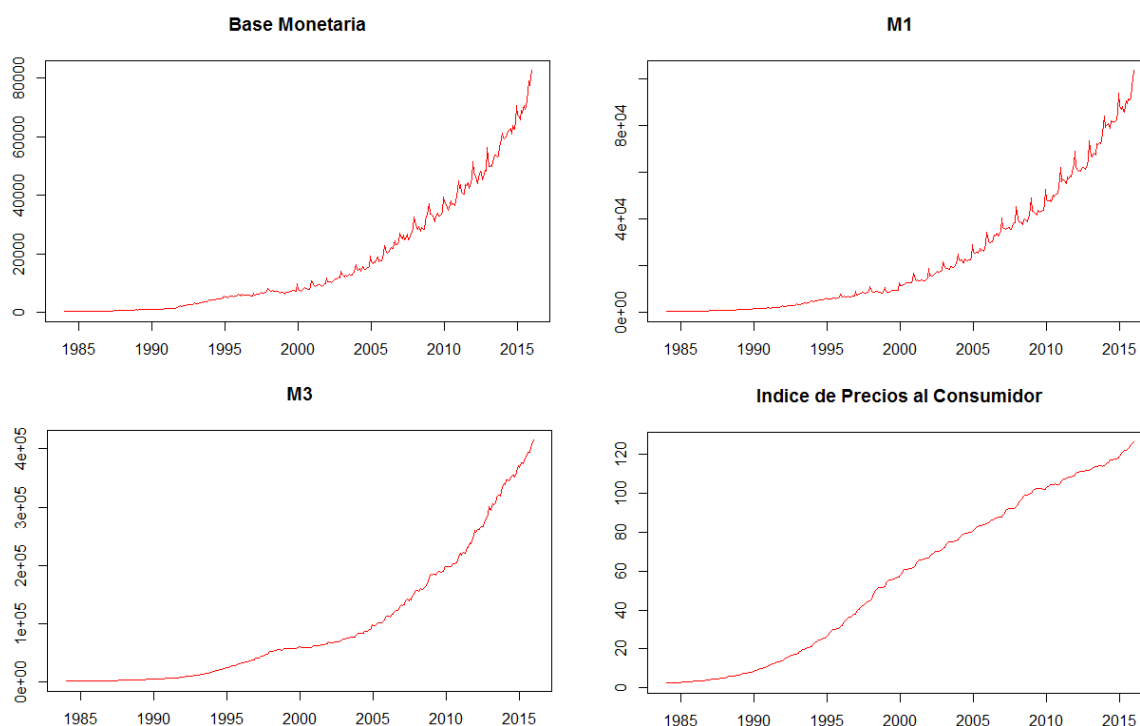


Figura 1. Series en Niveles. Fuente: Elaboración Propia con datos del Banco de la República

Se observa que todas las series presentan una tendencia creciente y un comportamiento estable sin registrar quiebres estructurales que reflejen efectos volátiles. Esta pauta se distingue especialmente en el IPC, cuyo aumento ha sido apreciable durante toda la muestra y no ha presentado reducciones.

La base monetaria y M1 no tuvieron un crecimiento notable sino hasta julio de 1992. A partir de la primera década del siglo XXI el crecimiento de dichas cantidades de dinero es más pronunciado. Una particularidad de estas series es que desde 1999 hasta el año 2015 pueden distinguirse unos picos que se han presentado repetitivamente en el mes de diciembre; este es un indicio de un posible problema de estacionalidad en estas series.

El agregado monetario M3 también exhibe un crecimiento muy bajo en los primeros años de la muestra. Solo a inicios de la década de los noventa las series empiezan a registrar un aumento más notorio que se detuvo en 1997. Aproximadamente desde el comienzo del nuevo siglo se aprecia un crecimiento mayor en estas variables que se mantuvo hasta el final del periodo estudiado. En la Tabla 2 se muestran las principales estadísticas descriptivas de estas series.

Tabla 2
Estadísticas Descriptivas de las Series en Niveles

	Base Monetaria	M1	M3	Índice de Precios al Consumidor
Media	17307.73	23305.20	98027.05	56.58
Mediana	7651.50	11525.50	58385.50	57.37
Máximo	82518.77	103369.30	414744.80	126.15
Mínimo	245.00	363.00	1068.00	2.39
Desv. Est.	19802.74	25973.91	109701.20	40.57
Sesgo	1.29	1.17	1.25	0.07
Curtosis	3.64	3.27	3.50	1.54
Jarque-Bera	112.72	88.61	103.50	34.49
Probabilidad	0.00	0.00	0.00	0.00
Observaciones	384	384	384	384

Fuente: Elaboración Propia

De las estadísticas descriptivas se determina que estas series no siguen una distribución normal, presentan un sesgo positivo y son leptocúrticas, con excepción del IPC que exhibe unas colas menos pesadas, según su coeficiente de curtosis. Adicionalmente se determinó con pruebas de raíz unitaria que las series no son estacionarias (Ver Tabla 3 del Anexo).

Por otro lado se evalúa si las series presentan movimientos estacionales cíclicos. Los resultados de la prueba presentados en la Tabla 4 del Anexo revelan que sí es necesario hacer un ajuste estacional a las series. Para dicho procedimiento se utilizó el método Census X12 que está incluido en el paquete estadístico Eviews.

En la implementación de la metodología se contemplan las variables desestacionalizadas en su versión logarítmica lo que permite interpretar el vector de cointegración resultante en términos de elasticidades. La Figura 2 del Anexo muestra el movimiento de las series desastacionalizadas en logaritmos; no se observan comportamientos volátiles y como es el caso de las series en niveles, hay una tendencia creciente, más no es tan pronunciada. Las estadísticas descriptivas de las series muestran que su versión logarítmica tampoco se distribuye normalmente, tienen un sesgo negativo y siguen una distribución platicúrtica. (Ver Tabla 5 del Anexo).

Los resultados de las pruebas de Estacionariedad de estas series, presentados en la Tabla 6, muestran que estas no son estacionarias. Al realizar las pruebas nuevamente, incluyendo el intercepto, la tendencia y la primera diferencia de las variables, se observa que la condición de estacionariedad si se cumple (Tabla 7 del Anexo). Por lo tanto las series son $I(1)$ y la condición del análisis de cointegración se cumple¹.

¹ De acuerdo a Engle y Granger (1987), es indispensable en el análisis de cointegración que las series tengan el mismo grado de integración.

6. Resultados

Para analizar la relación de largo plazo entre el nivel general de precios y los agregados monetarios de la economía colombiana y la dinámica de corto plazo que conduce las variables hacia esa relación de equilibrio, el presente trabajo propone el uso de un modelo de Vectores de Corrección del Error con efecto umbral (TVECM por sus siglas en inglés). A diferencia del análisis de cointegración tradicional, en el que se asume la existencia de un comportamiento lineal entre las variables y una velocidad del ajuste hacia el equilibrio constante durante toda la muestra, esta metodología contempla la posible presencia de un quiebre estructural en el vector de cointegración que señala hacia la relación de largo plazo entre las variables.

La prueba de Johansen revela que existe al menos una relación de cointegración entre las variables (ver Tabla 8 del Anexo). Sin embargo, es necesario determinar si es una relación de cointegración lineal o no. Para esto se efectúa la prueba de Hansen y Seo (2002)² explicada en la sección anterior. Los resultados, mostrados en la Tabla 9 del Anexo indican que existe un efecto umbral o quiebre estructural en el vector de cointegración para cada una de las relaciones planteadas; los p-valores de las pruebas se obtuvieron mediante el método de Montecarlo (con mil repeticiones) y dentro de su especificación se incluyó un rezago y un intercepto. Por razones de robustez, las pruebas también se estimaron incluyendo dos rezagos (ver Tabla 10 del Anexo) y los resultados siguen avalando el uso del método TVECM como un modelo adecuado para analizar la relación de largo plazo entre las variables propuestas.

² Las pruebas y estimaciones fueron realizadas utilizando el paquete tsDyn del software estadístico R-studio.

Con base en el ejemplo presentado por Hansen y Seo (2002), y teniendo en cuenta la presencia del umbral, las siguientes ecuaciones resumen el modelo para cada par de variables:

$$\begin{pmatrix} \Delta LIPC_t \\ \Delta LBASE_t \end{pmatrix} = \mu_1 + \alpha_1 w_{t-1} + \Gamma_1 \begin{pmatrix} \Delta LIPC_{t-1} \\ \Delta LBASE_{t-1} \end{pmatrix} + u_{1t} ; w_{t-1} \leq \gamma$$

$$\begin{pmatrix} \Delta LIPC_t \\ \Delta LBASE_t \end{pmatrix} = \mu_2 + \alpha_2 w_{t-1} + \Gamma_2 \begin{pmatrix} \Delta LIPC_{t-1} \\ \Delta LBASE_{t-1} \end{pmatrix} + u_{2t} ; w_{t-1} > \gamma$$

$$\begin{pmatrix} \Delta LIPC_t \\ \Delta LM1_t \end{pmatrix} = \mu_1 + \alpha_1 w_{t-1} + \Gamma_1 \begin{pmatrix} \Delta LIPC_{t-1} \\ \Delta LM1_{t-1} \end{pmatrix} + u_{1t} ; w_{t-1} \leq \gamma$$

$$\begin{pmatrix} \Delta LIPC_t \\ \Delta LM1_t \end{pmatrix} = \mu_2 + \alpha_2 w_{t-1} + \Gamma_2 \begin{pmatrix} \Delta LIPC_{t-1} \\ \Delta LM1_{t-1} \end{pmatrix} + u_{2t} ; w_{t-1} > \gamma$$

$$\begin{pmatrix} \Delta LIPC_t \\ \Delta LM3_t \end{pmatrix} = \mu_1 + \alpha_1 w_{t-1} + \Gamma_1 \begin{pmatrix} \Delta LIPC_{t-1} \\ \Delta LM3_{t-1} \end{pmatrix} + u_{1t} ; w_{t-1} \leq \gamma$$

$$\begin{pmatrix} \Delta LIPC_t \\ \Delta LM3_t \end{pmatrix} = \mu_2 + \alpha_2 w_{t-1} + \Gamma_2 \begin{pmatrix} \Delta LIPC_{t-1} \\ \Delta LM3_{t-1} \end{pmatrix} + u_{2t} ; w_{t-1} > \gamma$$

Donde LIPC es el logaritmo del Índice de Precios al consumidor, LBASE es el logaritmo de la base monetaria, mientras que LM1 y LM3 representan el logaritmo de los agregados monetarios M1 y M3 respectivamente. De acuerdo con estas expresiones los cambios en el nivel de precios y en los agregados monetarios están explicados por constantes, por las desviaciones del equilibrio de largo plazo y por los cambios en dichas variables en el periodo anterior.

Para cada modelo la relación de largo plazo está representada por el Término de Corrección del Error, el cual se expresa matemáticamente como una brecha entre el nivel de precios y el agregado monetario:

$$w_{t-1} = LIPC_{t-1} - \beta LBASE_{t-1} \quad (10)$$

$$w_{t-1} = LIPC_{t-1} - \beta LM1_{t-1} \quad (11)$$

$$w_{t-1} = LIPC_{t-1} - \beta LM3_{t-1} \quad (12)$$

Con $(1, -\beta)'$ como vector de cointegración de cada expresión.

Se especificó que los modelos fueran estimados con un rezago; la escogencia del rezago está determinada por los criterios de información de los modelos TVEC y VEC estimados que se muestran en las Tablas 11 y 12 del Anexo. Se tomó un único valor para el umbral, de manera que se obtuvieron dos regímenes en los cuales debe haber mínimo un 20% del número de observaciones que compone la muestra. Los parámetros de cointegración y del umbral, que minimizan la suma de residuales al cuadrado, se buscaron entre mil valores escogidos por simulación de Montecarlo.

Las estimaciones arrojan los valores del término de corrección del error que permiten examinar el comportamiento temporal de la diferencia entre el nivel de precios y el agregado monetario. El análisis de su signo y magnitud revela cómo es el proceso de ajuste que atraviesan las variables para que se restablezca entre ellas el equilibrio de largo plazo. También se encuentran los parámetros asociados a cada una de las variables de los modelos y sus errores estándar Eicker–White están entre paréntesis, la significancia estadística de las variables se denota con asteriscos en las ecuaciones. Es necesario recalcar que no se tiene una distribución formal de los parámetros estimados y sus errores estándar por tanto estos deben interpretarse con cautela (Hansen y Seo, 2002).

A continuación se muestran las ecuaciones estimadas para el modelo entre el logaritmo del IPC y el logaritmo de la base monetaria:

$$\Delta LIPC_t = \begin{cases} 0.0114 + 0.0004w_{t-1} + 0.3842\Delta LIPC_{t-1} + 0.0191\Delta LBASE_{t-1} + u_{1t}; w_{t-1} \leq -0.33 \\ (4.9e - 13) *** \quad (0.6538) \quad (1.3e - 11) *** \quad (0.099) \\ 0.0025 - 0.0053w_{t-1} + 0.7506\Delta LIPC_{t-1} - 0.0018\Delta LBASE_{t-1} + u_{2t}; w_{t-1} > -0.33 \\ (0.0005) *** \quad (0.0083) *** \quad (3.0e - 30) *** \quad (0.7926) \end{cases} \quad (13)$$

$$\Delta LBASE_t = \begin{cases} 0.0310 + 0.0123\Delta w_{t-1} + 0.4183\Delta LIPC_{t-1} - 0.2100\Delta LBASE_{t-1} + u_{1t}; w_{t-1} \leq -0.33 \\ (0.0135) * \quad (0.1300) \quad (0.3553) \quad (0.0272) * \\ 0.0148 + 0.0099\Delta w_{t-1} - 0.2923\Delta LIPC_{t-1} - 0.3694\Delta LBASE_{t-1} + u_{2t}; w_{t-1} > -0.33 \\ (0.0131) * \quad (0.5486) \quad (0.5536) \quad (2.5e - 10) *** \end{cases} \quad (14)$$

El umbral estimado es $\hat{\gamma} = -0.33$, con el término de corrección del error definido como $w_{t-1} = LIPC_{t-1} - 0.4209LBASE_{t-1}$. El primer régimen ocurre cuando $LIPC_{t-1} - 0.4209 \leq -0.33$, es decir, cuando el nivel de precios está más de -0.33 puntos porcentuales por debajo de la base monetaria; 33.8% de las observaciones se ubican en este régimen, al que se le puede denominar como “extremo”. En el segundo régimen se da cuando $LIPC_{t-1} - 0.4209 > -0.33$, la proporción restante de las observaciones están en este régimen por lo que considera como “típico”.

Hay un leve y significativo efecto de corrección del error en el régimen típico de (13). Los coeficientes de ajuste restantes no son estadísticamente significativos, esto quiere decir que en estos casos el error de equilibrio persiste. El signo negativo del término de corrección del error de (13) señala que un valor de la brecha entre el IPC y la base monetaria, que esté por encima de -0.33 puntos porcentuales en un mes, producirá una presión a la baja en el nivel de precios en el mes siguiente para que se restablezca la relación de equilibrio de largo plazo entre las variables.

La Figura 3 muestra una interpretación gráfica del efecto de corrección del error, o sea, la respuesta estimada de las variables LIPC y LBASE como funciones de w_{t-1} , manteniendo lo demás constante.

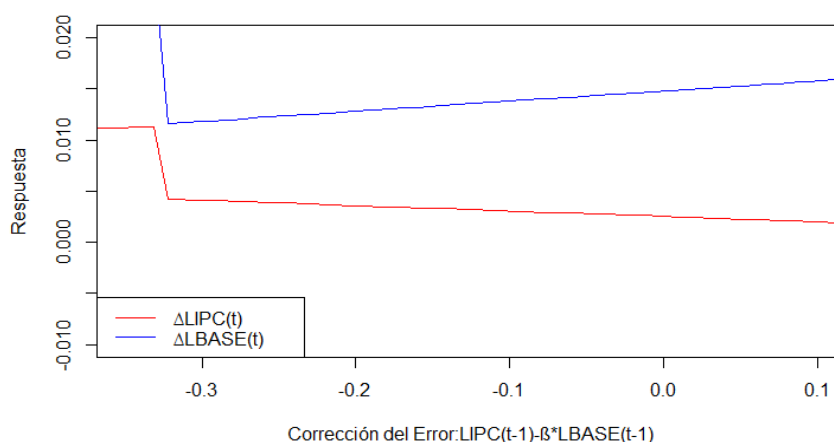


Figura 3. Respuesta del nivel de precios y la base monetaria a la corrección del error. Fuente: Elaboración propia

Antes del umbral (régimen extremo) el efecto de corrección del error en las variables es casi nulo. Sin embargo, la evidencia estadística demostró que el término de corrección de error en este régimen no es significativo. Al lado derecho de la gráfica (una vez superado el umbral) el efecto en el nivel de precios aún es pequeño, con una tendencia decreciente a medida que aumenta el término de corrección del error; el efecto en la base monetaria es positivo y aumenta con la corrección del error.

El modelo estimado entre las variables LIPC y LM1 arrojó las siguientes ecuaciones:

$$\Delta LIPC_t = \begin{cases} 0.0100 - 0.0012w_{t-1} + 0.4094\Delta LIPC_{t-1} - 0.0194\Delta LM1_{t-1} + u_{1t} ; w_{t-1} \leq 0.12 \\ (1.3e-19) *** \quad (0.0386) * \quad (1.9e-14) *** \quad (0.2296) \\ 0.0025 - 0.0044w_{t-1} + 0.7216\Delta LIPC_{t-1} - 0.0012\Delta LM1_{t-1} + u_{2t} ; w_{t-1} > 0.12 \\ (0.1245) \quad (0.4519) \quad (6.6e-20) *** \quad (0.9285) \end{cases} \quad (16)$$

$$\Delta LM1_t = \begin{cases} 0.0239 - 0.0040\Delta w_{t-1} - 0.0880LIPC_{t-1} - 0.2824\Delta LM1_{t-1} + u_{1t} ; w_{t-1} \leq 0.12 \\ (2.8e-06) *** \quad (0.1690) \quad (0.7222) \quad (0.0003) *** \\ -0.0077 + 0.0919\Delta w_{t-1} - 0.7196\Delta LIPC_{t-1} - 0.2500\Delta LM1_{t-1} + u_{2t} ; w_{t-1} > 0.12 \\ (0.3214) \quad (0.0011) ** \quad (0.0458) * \quad (9.7e-05) *** \end{cases} \quad (17)$$

En este caso, el umbral estimado es 0.12 y el término de corrección del error se define como $w_{t-1} = LIPC_{t-1} - 0.4043LM1_{t-1}$. El primer régimen se produce cuando esta diferencia es menor o igual que 0.12, o sea, cuando el logaritmo del IPC está menos de 0.12 puntos porcentuales por debajo del logaritmo de M1. 43.5% de las observaciones se encuentran en este régimen; el resto de la muestra se sitúa en el segundo régimen que se presenta cuando el logaritmo del nivel de precios está más de 0.12 puntos porcentuales por encima del logaritmo de M1.

El efecto de corrección del error es significativo en el primer régimen de (16), es de leve magnitud y su signo es negativo, o sea que un valor de la brecha entre las variables que sea igual o menor que 0.12 puntos porcentuales en el periodo actual, produce una presión a la baja en el nivel de precios del periodo posterior para así alcanzar el equilibrio de largo plazo.

El término de corrección del error es significativo en el segundo régimen de (17). Al tener un signo positivo la presión sobre el agregado monetario en el mes siguiente para que se restablezca el equilibrio de largo plazo será a la alza, cuando un valor de la brecha esté por encima del umbral en el mes actual.

La evidencia diagramática del ajuste de este modelo se presenta en la siguiente figura:

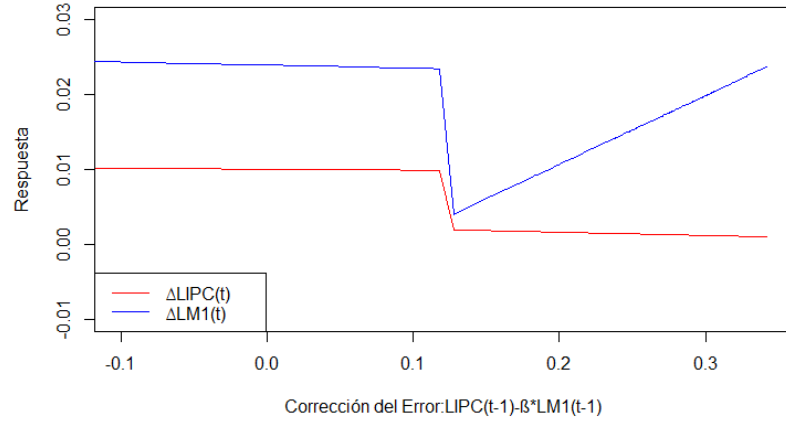


Figura 4. Respuesta del nivel de precios y M1 a la corrección del error. Fuente: Elaboración propia

Al lado izquierdo del umbral, el efecto de corrección del error en las variables es plano y decrece ligeramente mientras aumenta el término de corrección del error. Después del umbral, el efecto en LIPC decrece y mantiene su relación negativa con w_{t-1} , mientras el efecto en LM1 aumenta y presenta una relación positiva con el término de corrección del error.

Por último, se muestran los resultados del modelo estimado para el IPC y el agregado monetario M3:

$$\Delta LIPC_t = \begin{cases} 0.0101 - 0.0010\Delta w_{t-1} + 0.4120\Delta LIPC_{t-1} - 0.0098\Delta LM3_{t-1} + u_{1t}; w_{t-1} \leq 0.202 \\ (6.9e-17) *** & (0.0849) & (3.4e-15) *** & (0.7151) \\ 0.0062 - 0.0086\Delta w_{t-1} + 0.5026\Delta LIPC_{t-1} - 0.0029\Delta LM3_{t-1} + u_{2t}; w_{t-1} > 0.202 \\ (0.0050) ** & (0.0443) * & (7.6e-07) *** & (0.9116) \end{cases} \quad (18)$$

$$\Delta LM3_t = \begin{cases} 0.0208 + 0.0010\Delta w_{t-1} - 0.0151\Delta LIPC_{t-1} + 0.1351\Delta LM3_{t-1} + u_{1t}; w_{t-1} \leq 0.202 \\ (4.8e-11) *** & (0.4847) & (0.9102) & (0.0590) \\ -0.0132 + 0.0519\Delta w_{t-1} + 0.2202\Delta LIPC_{t-1} - 0.2069\Delta LM3_{t-1} + u_{2t}; w_{t-1} > 0.202 \\ (0.0242) * & (7.6e-06) *** & (0.4069) & (0.0031) ** \end{cases} \quad (19)$$

El umbral de este modelo es $\hat{y} = 0.20$ y el término de corrección del error se define como $w_{t-1} = \text{LIPC}_{t-1} - 0.338\text{LM3}_{t-1}$. Por consiguiente el primer régimen tiene lugar cuando el término de corrección del error no excede al umbral; 44.8% del total de las observaciones se encuentran en esta posición. Por su parte, el segundo régimen (que cuenta con el resto de observaciones de la muestra) ocurre en el momento que la diferencia entre las variables es mayor al umbral, o sea, cuando el IPC está más de 0.20 puntos porcentuales por encima de M3.

El término de corrección del error solo es significativo en el segundo régimen de las ecuaciones del modelo. El efecto de corrección del error en (18) es pequeño y negativo. Esto significa que un valor de la brecha que supere al umbral producirá una presión a la baja en el IPC para que el equilibrio de largo plazo se obtenga. En cuanto a dicho efecto en (19) se tiene una magnitud mayor y con signo positivo. Es decir que cuando un valor de la diferencia esté por encima de 0.20 puntos porcentuales, este presionará al alza al agregado monetario para que la relación del equilibrio se realice.

Gráficamente, el ajuste descrito tiene la siguiente forma:

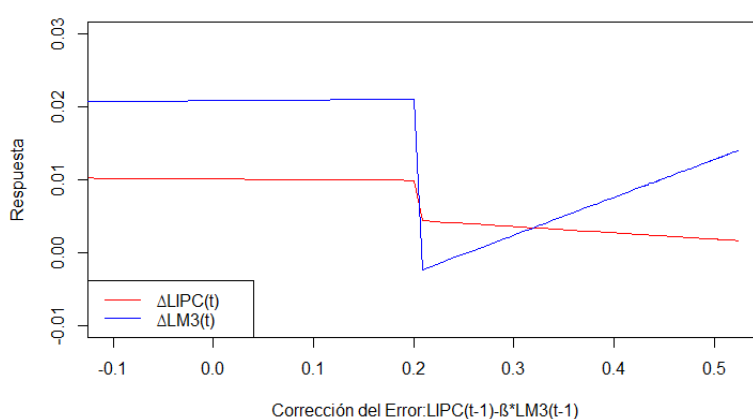


Figura 5. Respuesta del nivel de precios y M3 a la corrección del error. Fuente: Elaboración propia.

Antes del umbral, el efecto de corrección del error en las dos variables es plano y no significativo de acuerdo con la evidencia estadística. Cuando se sobrepasa el umbral los

términos de corrección del error son significativos. El efecto de corrección del error del nivel de precios decrece de manera más pronunciada, comparado con el que se presenta en el primer régimen. Su relación con el término de corrección del error es negativa. El efecto de M3 en el segundo régimen, al igual que en el primero, es positivo aunque es mayor; este crece más rápido y aumenta con el término de corrección del error.

El ajuste asimétrico hacia el equilibrio de largo plazo descrito para cada modelo puede explicarse a partir ciertos eventos de la política monetaria colombiana. La transición desde un riguroso control a los agregados monetarios hacia el uso de corredores monetarios a finales de los años ochenta, hasta el establecimiento de la estrategia de inflación objetivo en el 2003, constituye un cambio de régimen monetario constante que puede ser una de las causas de la no linealidad encontrada. Lütkepohl, Teräsvirta y Wolters (1999) demostraron que en Alemania la inestabilidad de la demanda monetaria fue causada por la unificación monetaria de los noventa.

Otros cambios estructurales en la economía colombiana como la independencia del Banco de la República, concedida en 1991 cuando la proclamación de la Constitución de ese año le dio poderes plenos para que dirigiera la política monetaria, cambiaria y crediticia del país, también se cuentan entre el tipo de eventos que alteró la política monetaria del país y desestabilizó la relación de cointegración.

Adicionalmente factores como la introducción del impuesto dos por mil, las crisis internacionales que de una forma u otra alteraron la preferencia por liquidez de los agentes, entre otros, provocaron variaciones en la base monetaria las cuales alteraron la relación entre los agregados monetarios y los precios (Cárdenas, 2010). Análogamente, de acuerdo a Kalmanovitz (2002), el agregado monetario M1 presentó cambios técnicos, legales y tributarios que provocaron la pérdida de estabilidad de su relación con los precios.

La naturaleza de la relación de largo plazo entre las variables se deduce de las ecuaciones de equilibrio de largo plazo formuladas a partir de los vectores de cointegración de cada modelo mostrados en las tablas 13, 14 y 15 del Anexo. Para cada caso se obtuvieron las siguientes expresiones:

$$LIPC_t = 0.4209LBASE_t$$

$$LIPC_t = 0.4043LM1_t$$

$$LIPC_t = 0.338LM3_t$$

En las tres expresiones se observa una relación positiva entre los agregados monetarios y los precios. Un aumento de un punto porcentual en cualquiera de las tres representaciones de oferta monetaria produce un aumento porcentual en los precios, es decir, que en el largo plazo el crecimiento de la base monetaria, M1 y M3 genera inflación en Colombia. Esta relación confirma que la teoría cuantitativa del dinero se cumple parcialmente para la muestra tomada en esta investigación. Sin embargo, el crecimiento monetario no afecta a la inflación en una base de uno por uno, como pronostica la teoría de acuerdo a Lucas (1996).

La existencia de esta relación puede justificar que aun con la estrategia de inflación objetivo, los agregados monetarios sigan siendo tenidos en cuenta como un instrumento secundario de política monetaria, de uso interno del Banco de la República. Friedman (1984) argumenta que su rol como proveedor de información se sustenta en la medida en que da señales sobre los mecanismos de transmisión de la política monetaria y están relacionados con variables macroeconómicas como el producto y la tasa de interés; incluso pueden dar indicios de la inflación futura.

7. Conclusiones

En este trabajo se realizó un análisis de la relación entre el nivel de precios y la oferta monetaria en Colombia, en el marco de la cointegración no lineal. Partiendo del supuesto de que las series empleadas no son estacionarias se propone un modelo de cointegración por umbral para observar cómo es el proceso de ajuste hacia el equilibrio y estimar los vectores que permitan plantear las ecuaciones de la relación de largo plazo.

Las pruebas realizadas a las series del Índice de Precios al Consumidor y los agregados monetarios M1, M3 y base monetaria confirman que la relación de cointegración entre las variables es inestable, lo que avala el método econométrico empleado. A partir de ese resultado se plantean tres modelos bivariados entre el nivel de precios y cada una de las definiciones de oferta monetaria planteadas; el ajuste asimétrico que se describe para cada caso puede explicarse considerando ciertos eventos de la política monetaria del país que constituyeron cambios estructurales en la economía y por alteraciones en el comportamiento de los agregados.

El comportamiento no lineal entre el dinero y precios en Colombia, entendido como inestabilidad en esta relación, fue lo que llevó a la Junta Directiva del Banco de la República a implementar la estrategia inflación objetivo para controlar el nivel de precios en el país. Esto desplazó a los agregados monetarios de ser metas intermedias en la política monetaria a tener un rol meramente informacional, como indicador de los mecanismos de transmisión de esta política. Las relaciones de largo plazo encontradas en cada modelo son positivas lo cual puede ser interpretado por los responsables de la política monetaria como un indicador de los procesos inflacionarios futuros.

Referencias bibliográficas

- Amisano, G. & Fagan, G. (2013). Money growth and inflation: A regime switching approach. *Journal of International Money and Finance*, 33, 118–145.
- Arango, L. E. (1999). Componentes no observados de la inflación en Colombia. *Revista de Economía del Rosario*, 2(1), 161-181.
- Balke, N. S. & Fomby, T. B (1997). Threshold Cointegration. *International Economic Review*, 38(3), 627-645.
- Barro, R., Grilli, V. & Febrero, R. (1997). *Macroeconomía*. Madrid: Interamericana de España.
- Barro, R.(2013) Inflation and Economic Growth. *Annals of Economics and Finance*, 14(1), 85–109.
- Blanchard, O. & Perez, D. (2000). *Macroeconomía: teoría y política económica con aplicaciones a América Latina*. Buenos Aires: Pearson Educación.
- Bruce E. Hansen, B.E. & Seo, B.(2002). Testing for two-regime threshold cointegration in vector error-correction models. *Journal of Econometrics*, 110(2), 293 – 318.
- Cárdenas, J. (2010). La estrategia de inflación objetivo en Colombia. *Apuntes del CENES*, 29(1), 75-94.
- Chan, K.S., (1993) . Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model. *The Annals of Statistics*, 21(1), 520–533.
- Engle, R. F. &. Granger, C. W. J (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Estrella, A. & Mishkin, F. S. (1997). Is there a role for monetary aggregates in the conduct of monetary policy?. *Journal of Monetary Economics*, 40(2), 279-304.

- Fama, E. F. (1975). Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation. *The American Economic Review*, 65(3), 269-282
- Fama, E. F. (1981). Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money. *The American Economic Review*, 71(4), 545-565.
- Fisher, I. (1911). *The Purchasing Power of Money*. New York: Macmillan
- Friedman, M. (1956). The Quantity Theory of Money-a Restatement. En M. Friedman (Ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money*. Chicago: University of Chicago Press.
- Friedman, M. (1968). The Role of Monetary Policy. *The American Economic Review*, 58(1), 1-17.
- Friedman, M. (1970). A Theoretical Framework for Monetary Analysis. *Journal of Political Economy*, 78(2), 193-238.
- Friedman, B. M. (1984). The Value of Intermediate Targets in Implementing Monetary Policy. *Price Stability and Public Policy*, 169-191.
- García, M. (1994). Endogeneidad del dinero y tasa de interés. *Cuadernos de Economía*, 14(21), 143-155.
- Gaviria, F. (2006). *Moneda, banca y teoría monetaria*. Colombia: Universidad de Bogotá Jorge Tadeo Lozano
- Giannone, D., Lenza, M., Momferatou, D. & Onorante, L. (2014). Short-term inflation projections: A Bayesian vector autoregressive approach. *International Journal of Forecasting*, 30, 635–644.
- Grauwe, P. D. & Polan, M. (2005). Is Inflation Always and Everywhere a Monetary Phenomenon?. Scandinavian. *Journal of Economics*, 107(2), 239–259.
- Hayek, F. V. (1933). *Monetary Theory and the Trade Cycle*. Londres: Jonathan Cape.
- Hume, D. (1752). Of Money. En D. Hume (Ed.), *Political Discourses*. 42-59. Edinburgo: A. Kincaid y A. Donaldson.

- Kalmanovitz, S. (2002). El Banco de la República y el régimen de meta de inflación. *Revista del Banco de la República* ,891, 22-41
- Keynes, J. M. (1930). *A Treatise on Money*. Londres: Macmillan.
- Keynes, J. M. (1936) *The General Theory of Employment, Interest and Money*. Londres: Macmillan.
- Lawrence, C. & Fitzgerald, T. (2003) Inflation and Monetary Policy in the Twentieth Century. *Economic Perspectives*.22-45.
- Lawrence, C. & Fitzgerald, T. (2003). The Band Pass Filter. *International Economic Review*, 44(2), 435–465.
- LLorente, L. (1991). Políticas monetarias e inflación, Colombia :1951-1989. *Cuadernos de Economía*, 11(15), 85-201.
- Lozano, I. (2009). Budget Deficit, Money Growth and Inflation: Evidence from the Colombian case. *Money Affairs*, 22(1), 65-95.
- Lucas, R. E., Jr.(1972). Expectations and the Neutrality of Money. *Journal Of Economic Theory*, 4, 103-124.
- Lucas, R. E., Jr. (1980). Two Illustrations of the Quantity Theory of Money. *The American Economic Review*,70 (5), 1005-1014.
- Lucas, R. E., Jr. (1996). Nobel Lecture: Monetary Neutrality. *Journal of Political Economy*, 104 (4), 661-682.
- Lütkepohl, H., Teräsvirta, T. & Wolters, J. (1999). Investigating Stability and Linearity of a German M1 Money Demand Function. *Journal of Applied Econometrics*,14(5), 511-525.
- Marín, A. & Hurtado, A. (2006). Un aporte al debate sobre la neutralidad del dinero: evidencia empírica del caso colombiano en el periodo 1970-2000. *Ensayos de Economía*, 15(28), 35-53.

- McCandless, G. T. Jr. & Weber, W. E. (1995). Some Monetary Facts. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 19(3), 1-11.
- Miller, S. M. (1991). Monetary Dynamics: An Application of Cointegration and Error-Correction Modeling. *Journal of Money, Credit and Banking*, 23(2). 139-154.
- Muth, J. F. (1961). Rational Expectations and the Theory of Price Movements. *Econometrica*, 29(3), 315-335.
- Pigou, A. C. (1917). The Value of Money. *The Quarterly Journal of Economics*, 32(1), 38-65.
- Roffia, B. & Zaghini, A. (2007). Excess Money Growth and Inflation Dynamics. *International Finance*, 10(3), 241–280
- Sargent, T. J. & Wallace, N. (1975). "Rational" Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule. *Journal of Political Economy*, 83(2), 241-254.
- Sargent, T. J. (1982). The Ends of Four Big Inflations. En R. E. Hall (Ed.), *Inflation: Causes and Effects*. 41-98. Chicago: University of Chicago Press.
- Stock, J. & Watson, M.W. (1993). A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in High-Order Integrated Systems. *Econometrica*, 61 (4), 783-820.
- Stock, J. & Watson, M.W. (2003). Forecasting Output and Inflation: The Role of Asset Prices. *Journal of Economic Literature*, 41(3). 788-829.
- Vogel, R. C. (1974). The Dynamics of Inflation in Latin America. *The American Economic Review*, 64(1), 102-114.

Anexos

Tabla 3
Pruebas de Estacionariedad para las Series en Niveles

Tipo de prueba	Estadístico	P-valor	Diagnostico
Base Monetaria			
Dicky-Fuller aumentada	ADF=5.47	1.0	La serie tiene una raíz unitaria
Phillips-Perron	PP=11.12	1.0	La serie tiene una raíz unitaria
KPSS	KPSS=1.98	-	La serie no es estacionaria
M1			
Dicky-Fuller aumentada	ADF=4.65	1.0	La serie tiene una raíz unitaria
Phillips-Perron	PP=10.99	1.0	La serie tiene una raíz unitaria
KPSS	KPSS=2.03	-	La serie no es estacionaria
M3			
Dicky-Fuller aumentada	ADF=2.67	1.0	La serie tiene una raíz unitaria
Phillips-Perron	PP=13.75	1.0	La serie tiene una raíz unitaria
KPSS	KPSS=1.99	-	La serie no es estacionaria
Índice de Precios al Consumidor			
Dicky-Fuller aumentada	ADF=0.57	0.98	La serie tiene una raíz unitaria
Phillips-Perron	PP=2.31	1.0	La serie tiene una raíz unitaria
KPSS	KPSS=2.36	-	La serie no es estacionaria
Valores críticos del estadístico (al 1%,5% y 10%)	ADF		-3.44
			-2.86
			-2.57
	PP		-3.44
			-2.86
			-2.57
	KPSS		0.73
			0.46
			0.34

Fuente: Elaboración propia con los datos del Banco de la República

Tabla 4
Pruebas de Estacionalidad para las Series en Niveles

Tipo de prueba	Estadístico	Diagnostico
Base Monetaria		
Estacionalidad estable	F= 96.363	Estacionalidad presente al 0.1%
Kruskal-Wallis	K-W=212.94	Estacionalidad presente al 1%
Estacionalidad evolutiva	F=2.83	Estacionalidad evolutiva al 1%
Estacionalidad identificable	-	Estacionalidad identificable presente
M1		
Estacionalidad estable	F=269.405	Estacionalidad presente al 0.1%
Kruskal-Wallis	K-W=291.26	Estacionalidad presente al 1%
Estacionalidad evolutiva	F=1.923	Estacionalidad evolutiva al 1%
Estacionalidad identificable	-	Estacionalidad identificable presente
M3		
Estacionalidad estable	F=54.413	Estacionalidad presente al 0.1%
Kruskal-Wallis	K-W=233.19	Estacionalidad presente al 1%
Estacionalidad evolutiva	F=1.920	Estacionalidad evolutiva al 1%
Estacionalidad identificable	-	Estacionalidad identificable presente
Índice de Precios al Consumidor		
Estacionalidad estable	F= 101.018	Estacionalidad presente al 0.1%
Kruskal-Wallis	K-W=319.48	Estacionalidad presente al 1%
Estacionalidad evolutiva	F=18.116	Estacionalidad evolutiva al 1%
Estacionalidad identificable	-	Estacionalidad identificable presente

Fuente: Elaboración Propia con los datos del Banco de la República

Tabla 5
Estadísticas Descriptivas de las Series en Logaritmos Ajustadas Estacionalmente

	Base Monetaria	M1	M3	Índice de Precios al Consumidor
Media	8.82	9.13	10.51	3.54
Mediana	8.95	9.30	10.97	4.06
Maximo	11.27	11.46	12.92	4.84
Minimo	5.50	5.88	6.95	0.88
Des. Est.	1.63	1.61	1.72	1.20
Sesgo	-0.45	-0.40	-0.53	-0.82
Kurtosis	2.11	2.00	2.08	2.30
Jarque-Bera	25.70	26.51	31.80	50.88
Probabilidad	0.00	0.00	0.00	0.00
Observaciones	384	384	384	384

Fuente: Elaboración Propia con los datos del Banco de la República

Tabla 6

Pruebas de Estacionariedad para las Series Ajustadas Estacionalmente en Logaritmos

Tipo de prueba	Estadístico	P-valor	Diagnostico
Base Monetaria			
Dicky-Fuller aumentada	ADF=-3.43	0.010	La serie tiene raíz unitaria al 1%
Phillips-Perron	PP=-3.25	0.018	La serie tiene raíz unitaria al 1%
KPSS	KPSS=2.27	-	La serie no es estacionaria
M1			
Dicky-Fuller aumentada	ADF=-5.65	0.0	La serie no tiene raíz unitaria
Phillips-Perron	PP=-5.13	0.0	La serie no tiene raíz unitaria
KPSS	KPSS=2.31	-	La serie no es estacionaria
M3			
Dicky-Fuller aumentada	ADF=-3.31	0.0151	La serie tiene raíz unitaria al 1%
Phillips-Perron	PP=-5.02	0.0	La serie no tiene una raíz unitaria
KPSS	KPSS=2.26	-	La serie no es estacionaria
Índice de Precios al Consumidor			
Dicky-Fuller aumentada	ADF=-2.91	0.045	La serie tiene raíz unitaria al 1%
Phillips-Perron	PP=-8.95	0.0	La serie no tiene una raíz unitaria
KPSS	KPSS=2.16	-	La serie no es estacionaria
Valores críticos del estadístico (al 1%,5% y 10%)	DFA		-3.44
			-2.86
			-2.57
	PP		-3.44
			-2.86
			-2.57
	KPSS		0.73
			0.46
			0.34

Fuente: Elaboración Propia con los datos del Banco de la República

Tabla 7

Pruebas de Estacionariedad para las Series en Primera Diferencia Ajustadas Estacionalmente en Logaritmos (Incluyendo Tendencia e Intercepto)

Tipo de prueba	Estadístico	P-valor	Diagnostico
Base Monetaria			
Dicky-Fuller aumentada	ADF=-26.5	0.0	La serie no tiene una raíz unitaria
Phillips-Perron	PP=-26.2	0.0	La serie no tiene una raíz unitaria
KPSS	KPSS=0.13	-	La serie es estacionaria
M1			
Dicky-Fuller aumentada	ADF=-25.1	0.0	La serie no tiene una raíz unitaria
Phillips-Perron	PP=-25.8	0.0	La serie no tiene una raíz unitaria
KPSS	KPSS=0.07	-	La serie es estacionaria
M3			
Dicky-Fuller aumentada	ADF=-4.19	0.0	La serie no tiene una raíz unitaria
Phillips-Perron	PP=19.9	0.0	La serie no tiene una raíz unitaria
KPSS	KPSS=0.20	-	La serie es estacionaria al 5% y al 10%
Índice de Precios al Consumidor			
Dicky-Fuller aumentada	ADF=10.7	0.0	La serie no tiene una raíz unitaria
Phillips-Perron	PP=-11.0	0.0	La serie no tiene una raíz unitaria
KPSS	KPSS=0.27	-	La serie es estacionaria
Valores críticos del estadístico (al 1%,5% y 10%)	DFA		-3.98
			-3.42
			-3.13
	PP		-3.98
			-3.42
			-3.13
	KPSS		0.21
			0.14
			0.12

Fuente: Elaboración Propia con los datos del Banco de la República

Tabla 8
Test de Cointegración de Johansen (Variables en logaritmos ajustadas estacionalmente)

Índice de Precios al Consumidor-Base Monetaria					
Tendencia de los datos	Ninguna	Ninguna	Lineal	Lineal	Cuadrática
Tipo de Test	Sin Intercepto Sin tendencia	Intercepto Sin Tendencia	Intercepto Sin Tendencia	Intercepto Tendencia	Intercepto Tendencia
Traza	2	1	1	1	1
Eigenvalor máximo	2	1	1	1	1
Índice de Precios al Consumidor-M1					
Tendencia de los datos	Ninguna	Ninguna	Lineal	Lineal	Cuadrática
Tipo de Test	Sin Intercepto Sin tendencia	Intercepto Sin Tendencia	Intercepto Sin Tendencia	Intercepto Tendencia	Intercepto Tendencia
Traza	2	2	1	1	1
Eigenvalor máximo	2	2	1	1	1
Índice de Precios al Consumidor-M3					
Tendencia de los datos	Ninguna	Ninguna	Lineal	Lineal	Cuadrática
Tipo de Test	Sin Intercepto Sin tendencia	Intercepto Sin Tendencia	Intercepto Sin Tendencia	Intercepto Tendencia	Intercepto Tendencia
Traza	2	2	1	1	0
Eigenvalor máximo	2	2	1	1	0

Fuente: Elaboración propia con los datos del Banco de la República

Tabla 9

Prueba de Hansen y Seo (Variables en logaritmos ajustadas estacionalmente)

Índice de Precios al Consumidor-Base Monetaria	
Estadístico de Prueba	31.23
P-Valor	0
	17.63
Valores críticos del estadístico (al 90%,95% y 99%)	19.65
	24.34
Índice de Precios al Consumidor-M1	
Estadístico de Prueba	24.80
P-Valor	0
	10.83
Valores críticos del estadístico (al 90%,95% y 99%)	12.23
	14.98
Índice de Precios al Consumidor-M3	
Estadístico de Prueba	48.53
P-Valor	0
	17.32
Valores críticos del estadístico (al 90%,95% y 99%)	18.59
	21.63

Fuente: Elaboración propia con los datos del Banco de la República

Tabla 10

Prueba de Hansen y Seo con dos rezagos (Variables en logaritmos ajustadas estacionalmente)

Índice de Precios al Consumidor-Base Monetaria	
Estadístico de Prueba	32.92984
P-Valor	0.002
	22.39613
Valores críticos del estadístico (al 90%,95% y 99%)	24.33885
	28.56385
Índice de Precios al Consumidor-M1	
Estadístico de Prueba	19.48492
P-Valor	0
	10.52378
Valores críticos del estadístico (al 90%,95% y 99%)	12.12599
	14.19991
Índice de Precios al Consumidor-M3	
Estadístico de Prueba	33.77584
P-Valor	0
	19.57114
Valores críticos del estadístico (al 90%,95% y 99%)	21.31274
	24.86214

Fuente: Elaboración propia con los datos del Banco de la República

Tabla 11

Selección del Rezago Optimo por Modelo de Vector de Corrección del Error con Umbral.

Rezago	Criterios de Información		
	Akaike	Bayesiano	Log Likelihood
LIPCSA – LBASESA			
1	-6903.492	-6836.419	2384.677
2	-6844.279	-6745.709	2365.908
3	-6829.651	-6699.625	2369.432
4	-6805.996	-6644.557	2368.443
5	-6792.04	-6599.231	2372.303
LIPCSA- LM1SA			
1	-7304.276	-7237.204	2585.069
2	-7275.8	-7177.23	2581.669
3	-7256.659	-7126.633	2582.936
4	-7235.852	-7074.413	2583.371
5	-7206.365	-7013.555	2579.465
LIPCSA-LM3SA			
1	-7775.685	-7708.613	2820.773
2	-7741.621	-7643.051	2814.58
3	-7708.547	-7578.521	2808.88
4	-7676.377	-7514.938	2803.633
5	-7648.746	-7455.936	2800.655

Fuente: Elaboración propia con los datos del Banco de la República

Tabla 12

Selección del Rezago Optimo: por Modelo de Vector de Corrección del Error

Rezago	Criterios de Información		
	Akaike	Bayesiano	Log Likelihood
LIPCSA – LBASESA			
1	-6864.512	-6829.004	2357.187
2	-6845.106	-6793.85	2354.322
3	-6826.153	-6759.17	2351.683
4	-6801.015	-6718.326	2345.952
5	-6789.346	-6690.974	2346.956
LIPCSA- LM1SA			
1	-7272.499	-7236.499	2561.18
2	-7250.433	-7199.177	2556.985
3	-7237.108	-7170.125	2557.161
4	-7211.306	-7128.618	2551.098
5	-7193.981	-7095.608	2549.273
LIPCSA-LM3SA			
1	-7681.287	-7645.778	2765.574
2	-7673.601	-7622.344	2768.569
3	-7660.696	-7593.713	2768.955
4	-7636.136	-7553.448	2763.513
5	-7621.98	-7523.607	2763.272

Fuente: Elaboración propia con los datos del Banco de la República.

Tabla 13

Modelo de Vector de Corrección del Error con Umbral para el Logaritmo del IPC y el Logaritmo de la Base Monetaria

	Régimen Bajo		Régimen Alto	
Ecuación	(Δ LIPC)	(Δ LBASE)	(Δ LIPC)	(Δ LBASE)
ECT	0.0004 (0.6538)	0.0123 (0.1300)	-0.0053 (0.0083)	0.0099 (0.5486)
Constante	0.0114 (4.9e-13)	0.0310 (0.0135)	0.0025 (0.0005)	0.0148 (0.0131)
Δ LIPC(t-1)	0.3842 (1.3e-11)	0.4183 (0.3553)	0.7506 (3.0e-30)	-0.2923 (0.5536)
Δ LBASE(t-1)	0.0191 (0.0990)	-0.2100 (0.0272)	-0.0018 (0.7926)	-0.3694 (2.5e-10)
Porcentaje de observaciones	33.8%		66.2%	
(AIC)	-6903.492			
(BIC)	-6836.419			
(SSR)	0.3645104			
Vector de Cointegración	(1, - 0.4209476)			
Umbral	-0.3283782			
Observaciones	384			

Fuente: Elaboración propia con los datos del Banco de la República

Tabla 14

Modelo de Vector de Corrección del Error con Umbral para el Logaritmo del IPC y el Logaritmo de M1

	Régimen Bajo		Régimen Alto	
Ecuación	(ΔLIPC)	(ΔLM1)	(ΔLIPC)	(ΔLM1)
ECT	-0.0012 (0.0386)	-0.0040 (0.1690)	-0.0044 (0.4519)	0.0919 (0.0011)
Constante	0.0100 (1.3e-19)	0.0239 (2.8e-06)	0.0025 (0.1245)	-0.0077 (0.3214)
ΔLIPC(t-1)	0.4094 (1.9e-14)	-0.0880 (0.7222)	0.7216 (6.6e-20)	-0.7196 (0.0458)
ΔLM1(t-1)	-0.0194 (0.2296)	-0.2824 (0.0003)	-0.0012 (0.9285)	-0.2500 (9.7e-05)
Porcentaje de observaciones	43.5%		56.5%	
(AIC)	-7304.276			
(BIC)	-7237.204			
(SSR)	0.1292837			
Vector de Cointegración	(1, - 0.4043536)			
Umbral	0.1223943			
Observaciones	384			

Fuente: Elaboración propia con los datos del Banco de la República

Tabla 15

Modelo de Vector de Corrección del Error con Umbral para el Logaritmo del IPC y el Logaritmo de M3

	Régimen Bajo		Régimen Alto	
Ecuación	(ΔLIPC)	(ΔLM3)	(ΔLIPC)	(ΔLM3)
ECT	-0.0010 (0.0849)	0.0010 (0.4847)	-0.0086 (0.0443)	0.0519 (7.6e-06)
Constante	0.0101 (6.9e-17)	0.0208 (4.8e-11)	0.0062 (0.0050)	-0.0132 (0.0242)
ΔLIPC(t-1)	0.4120 (3.4e-15)	-0.0151 (0.9102)	0.5026 (6.6e-07)	0.2202 (0.4069)
ΔLM3(t-1)	-0.0098 (0.7151)	0.1351 (0.0590)	-0.0029 (0.9116)	-0.2096 (0.0031)
Porcentaje de observaciones	44.8%		55.2%	
(AIC)	-7775.685			
(BIC)	-7708.613			
(SSR)	0.04227359			
Vector de Cointegración	(1, - 0.3388407)			
Umbral	0.2019324			
Observaciones	384			

Fuente: Elaboración propia con los datos del Banco de la República

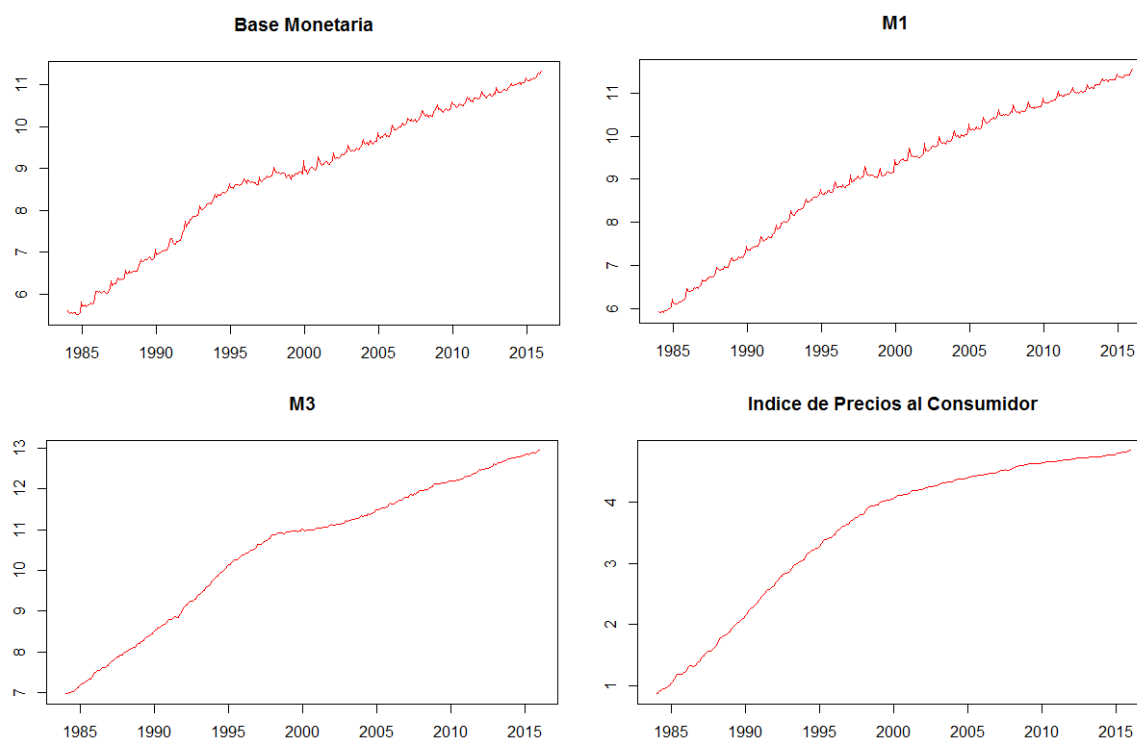


Figura 2. Series en Logaritmos. Fuente: Elaboración propia con los datos del Banco de la República.

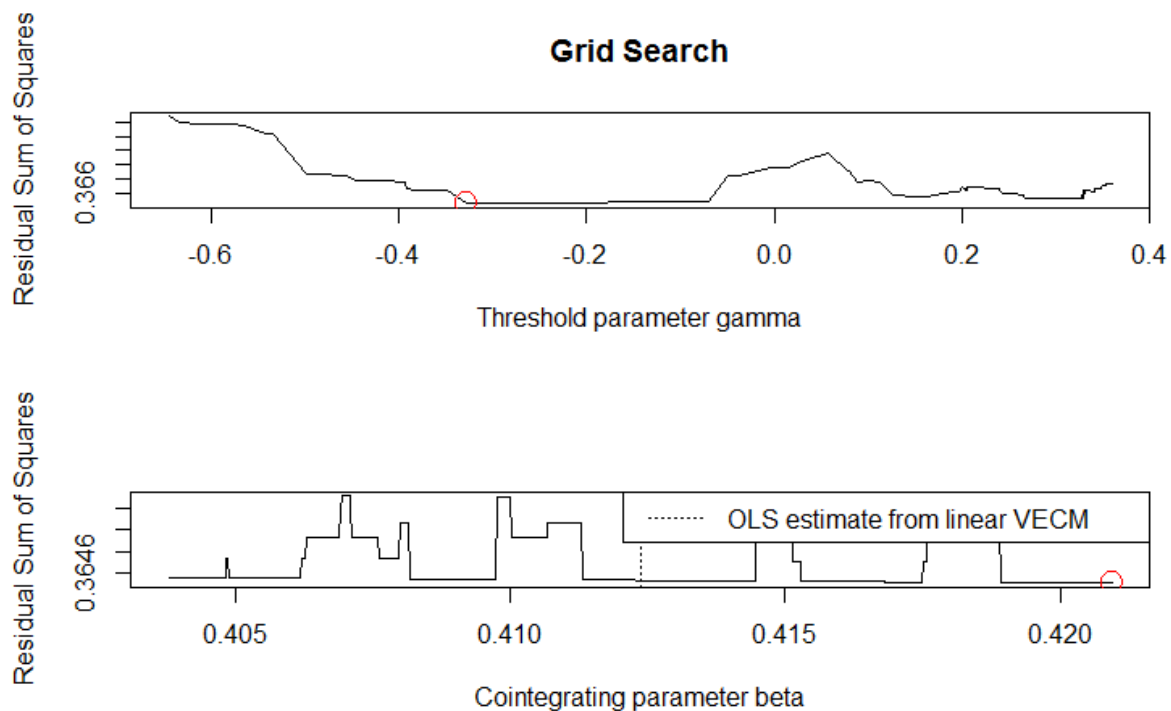


Figura 6. *Grid search* para el modelo TVEC entre el logaritmo del IPC y el logaritmo de la Base Monetaria. Fuente: Elaboración propia con los datos del Banco de la República.

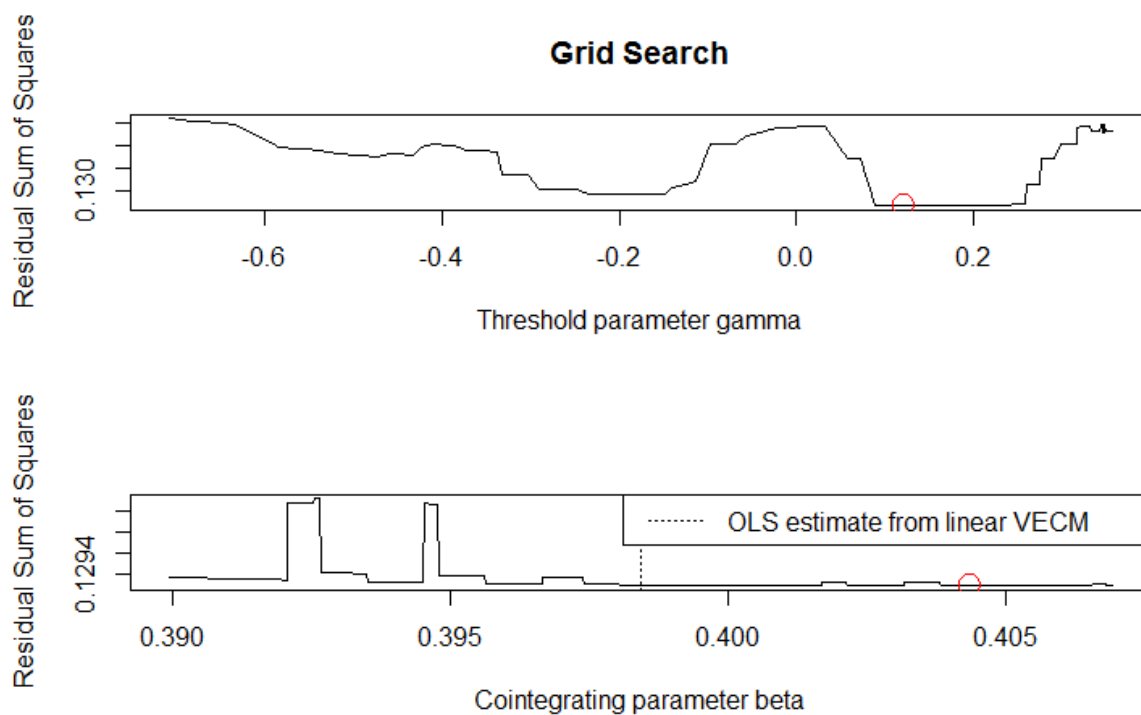


Figura 7. Grid search para el modelo TVEC entre el logaritmo del IPC y el logaritmo de M1.
Fuente: Elaboración propia con los datos del Banco de la República.

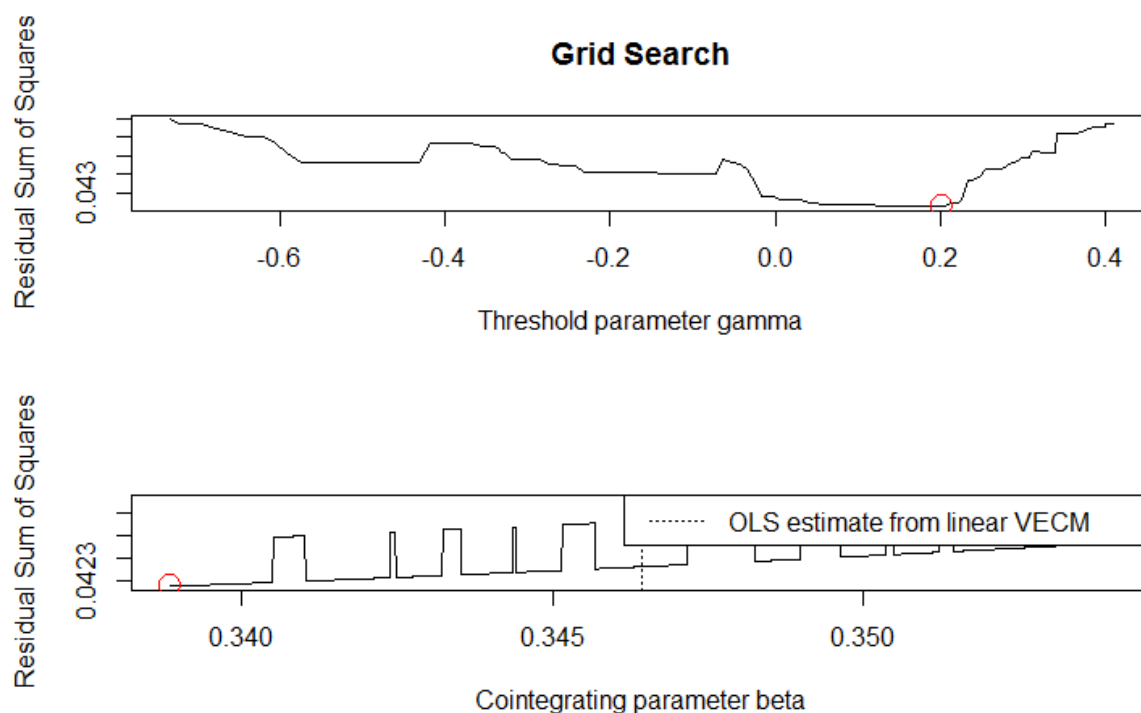


Figura 8. Grid search para el modelo TVEC entre el logaritmo del IPC y el logaritmo de M3.
Fuente: Elaboración propia con los datos del Banco de la República.