

See discussions, stats, and author profiles for this publication at: <https://www.researchgate.net/publication/351528685>

Efecto Fisher y Modelo de Corrección de Errores en Colombia, 1991–2020

Article · May 2021

CITATIONS

0

READS

194

4 authors, including:



Luis Eduardo Castellanos Rodriguez
National University of Colombia

5 PUBLICATIONS 0 CITATIONS

SEE PROFILE



Crisitian Dueñas
National University of Colombia

1 PUBLICATION 0 CITATIONS

SEE PROFILE



Andrés Felipe León
National University of Colombia

1 PUBLICATION 0 CITATIONS

SEE PROFILE

20/21

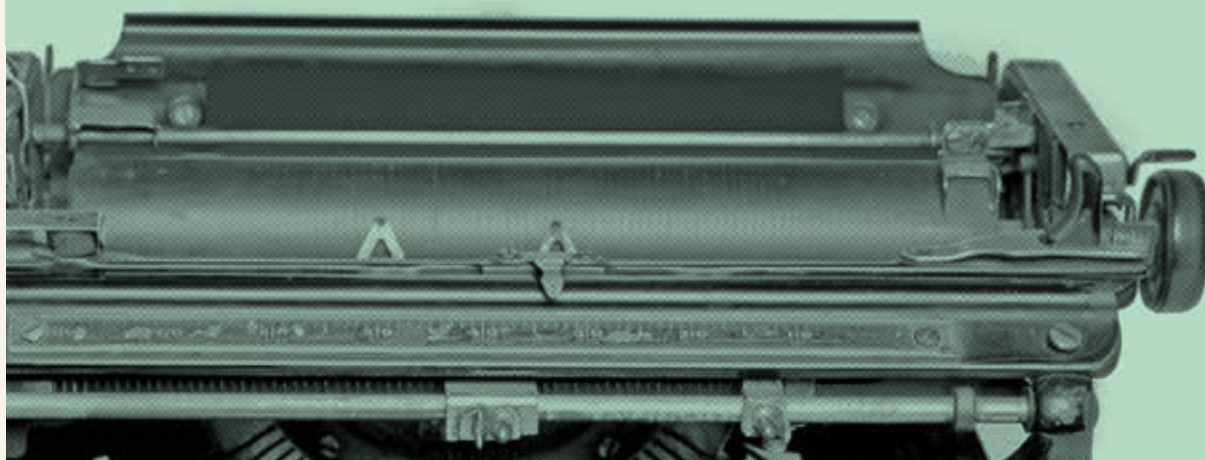
MAYO



DOCUMENTOS FCE-CID

Econografos

Escuela de Economía



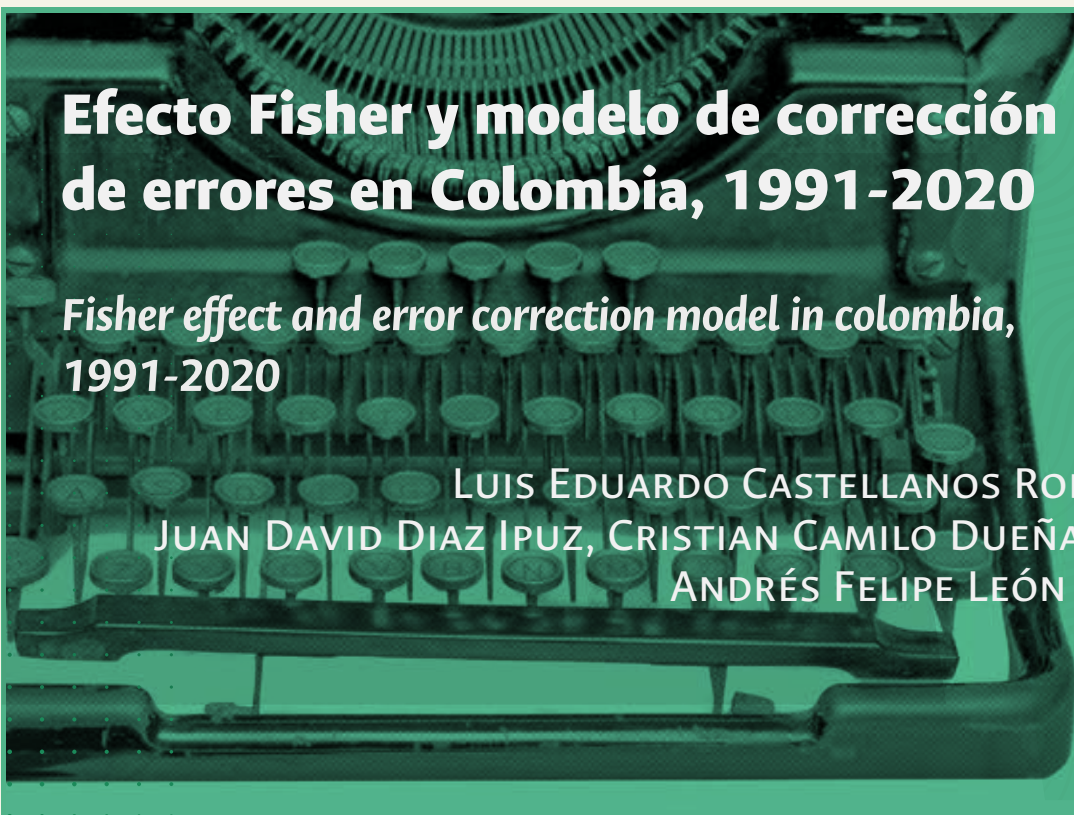
N.º
5
16

FCE - CID

Efecto Fisher y modelo de corrección de errores en Colombia, 1991-2020

Fisher effect and error correction model in colombia, 1991-2020

LUIS EDUARDO CASTELLANOS RODRÍGUEZ,
JUAN DAVID DIAZ IPUZ, CRISTIAN CAMILO DUEÑAS RUIZ Y
ANDRÉS FELIPE LEÓN DONATO



Facultad de Ciencias Económicas
Centro de Investigaciones para el Desarrollo - CID
Sede Bogotá



UNIVERSIDAD
NACIONAL
DE COLOMBIA

EFFECTO FISHER Y MODELO DE CORRECCIÓN DE ERRORES EN COLOMBIA, 1991-2020*

*Luis Eduardo Castellanos Rodríguez, Juan David Díaz Ipuz,
Cristian Camilo Dueñas Ruiz y Andrés Felipe León Donato¹*

Resumen

El presente ensayo analiza el efecto Fisher en Colombia durante el período 1991-2020. Se hace uso de la tasa de interés de los depósitos a término fijo y la tasa de inflación en frecuencia mensual. Los resultados evidencian no estacionariedad en las variables y una relación de cointegración entre estas. Sin embargo, la transmisión de la inflación a la tasa de interés no es completa en el largo plazo, lo cual evidencia un efecto Fisher parcial. Finalmente, se realiza un modelo de corrección de errores para identificar la velocidad de ajuste entre el corto y el largo plazo.

Palabras clave: efecto Fisher, neutralidad del dinero, estacionariedad, cointegración, modelo de corrección de errores.

Códigos JEL: C01, C10, C32, E31, E43

* Agradecemos a Santiago Cajiao Raigosa por su apoyo y valiosos comentarios. También agradecemos a Ana María Castro Bernal por sus recomendaciones respecto a la estructura del texto. Todos los errores presentes en el texto son solamente de los autores.

¹ Estudiantes de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de Colombia.

FISHER EFFECT AND ERROR CORRECTION MODEL IN COLOMBIA, 1991-2020

Abstract

This essay analyzes the Fisher effect in Colombia during the period 1991-2020. We use the interest rate of fixed-term deposits and the inflation rate on a monthly basis. The variables are non-stationary and there is a cointegration relationship between them. However, the transmission of inflation to the interest rate is not complete in the long term, therefore there is only a partial Fisher effect. Finally, an error correction model is carried out to identify the speed of adjustment between the short and long term.

Keywords: fisher effect, money neutrality, stationarity, cointegration, error correction model.

JEL: C01, C10, C32, E31, E43



DOCUMENTOS FCE-CID

Econografos

Escuela de Economía

La serie Documentos FCE considera para publicación manuscritos originales de estudiantes de maestría o doctorado, de docentes y de investigadores de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de Colombia; resultado del trabajo colectivo o individual y que hayan sido propuestos, programados, producidos y evaluados en una asignatura, en un grupo de investigación o en otra instancia académica

Documentos FCE-CID Escuela de Economía
ISSN 2011-6322

La serie Documentos FCE-CID puede ser consultada en el portal virtual:
[www.http://fce.unal.edu.co/centro-editorial/documentos.html](http://fce.unal.edu.co/centro-editorial/documentos.html)

Director Centro Editorial-FCE

Álvaro Zerda Sarmiento

Equipo Centro Editorial-FCE

Nadeyda Suárez Morales

Marisol Del Rosario Vallejo

Yuly Rocío Orjuela Roza

Centro Editorial FCE-CID

publicac_fcebog@unal.edu.co

Este documento puede ser reproducido citando la fuente. El contenido y la forma del presente material es responsabilidad exclusiva de sus autores y no compromete de ninguna manera a la Escuela de Economía, ni a la Facultad de Ciencias Económicas, ni a la Universidad Nacional de Colombia.

Rectora

Dolly Montoya Castaño

Vicerector General

Pablo Enrique Abril Contreras

Facultad de Ciencias Económicas

Decano

Jorge Armando Rodríguez

Vicedecano

Germán Enrique Nova Caldas

Escuela de Economía

Directora

Nancy Milena Hoyos Gómez

**Director Área Curricular
de Economía y Desarrollo**

Diego Alejandro Guevara Castañeda

**Centro de Investigaciones
para el Desarrollo CID**

Director

Francesco Bogliacino

Subdirectora

Vilma Narváez

Contenido

1. Introducción	6
2. Revisión de literatura	6
3. Marco teórico	7
4. Metodología	8
5. Resultados	9
5.1. Pruebas de raíz unitaria	11
5.2. Cambio estructural y correcta especificación	12
5.3. Modelo de corrección de errores	14
6. Análisis	15
7. Conclusiones	15
Referencias	16
Apéndices	19
Apéndice A: Correlogramas DTF e Inflación	19
Apéndice B: Correlogramas en las diferencias de la DTF e Inflación	19
Apéndice C: Estadísticos de Tendencia y Constante en pruebas de raíz unitaria	20
Apéndice D: Pruebas de cambio estructural	20
Apéndice E: Durbin-Watson sobre errores del modelo de cointegración	21
Apéndice F: Valores críticos de la prueba Engle-Granger	21
Apéndice G: Valores críticos de la prueba Gregory-Hansen	21
Apéndice H: Pruebas de normalidad e histograma sobre residuales de la ecuación de cointegración	22
Apéndice I: Prueba de causalidad de Granger	22
Apéndice J: Modelo de Corrección de Errores	23
Apéndice K: Pruebas de correcta especificación y homocedasticidad sobre residuos del MCE	23

1. Introducción

El efecto Fisher plantea que la inflación esperada es absorbida por la tasa de interés nominal en el largo plazo. Fisher (1930) encontró empíricamente que para EE. UU. (1890-1927) y el Reino Unido (1820-1924) existía evidencia del efecto de forma parcial. Desde ese primer hallazgo ha existido un interés en contrastar la predicción teórica con la evidencia empírica de diferentes países.

El estudio del efecto Fisher en Colombia es relevante porque permite evaluar la teoría de la neutralidad del dinero. El cumplimiento de esta relación entre la inflación y la tasa de interés nominal implica la importancia de seguir una política monetaria de inflación baja y estable, ya que las variables monetarias no tendrían efecto sobre la producción real. Además, el cumplimiento del efecto conlleva a que las expectativas sobre la inflación se alineen con las variaciones de la tasa de interés nominal, manteniendo la tasa de interés real relativamente constante. Adicionalmente, no se encontraron precedentes de trabajos que utilicen un modelo de corrección de errores para captar la velocidad de ajuste entre el corto y el largo plazo en el caso colombiano.

En ese sentido, el objetivo central de este trabajo consiste en evaluar empíricamente el efecto Fisher en Colombia para el período desde enero de 1991 a septiembre de 2020, usando datos mensuales de la tasa de interés nominal y de la tasa de inflación. Esta investigación es pertinente ya que no se han hecho estudios de este tipo en la última década. Después de esta introducción, se presenta una revisión de la literatura sobre el efecto Fisher, enfocada en la economía colombiana, y del modelo de correlación de errores en países como México y España. En seguida, se esboza el marco teórico. La siguiente sección expone la metodología utilizada en el estudio. Consecutivamente se presentan los resultados obtenidos y su respectivo análisis. Finalmente, se exponen las conclusiones.

2. Revisión de literatura

En el caso colombiano se han realizado estudios como el de Carrasquilla y Rodríguez (1992), quienes —con datos mensuales entre 1985 y 1990— hallaron que la hipótesis de la relación uno a uno entre las series de la tasa de interés y la inflación no es válida. Por su parte, Posada y

Misas (1995) construyeron un modelo para probar, entre otras hipótesis, la existencia del efecto Fisher. En este caso, los resultados están parcialmente a favor del cumplimiento del efecto. De otro lado, Echeverry *et al.* (1997) tomaron datos trimestrales de 1980 a 1995 y, utilizando un modelo VAR, comprobaron la existencia del efecto en Colombia. Cárdenas y Sáenz (2001) llegaron a la misma conclusión usando datos trimestrales de 1980 al 2000 mediante pruebas de cointegración.

Siguiendo la metodología de Mishkin (1990), Arango y Arosemena (2003) mostraron la posibilidad de predecir las expectativas de inflación con la tasa de interés. Por su lado, Arango y Flórez (2008) integraron la prima de riesgo y cuatro mecanismos de formación de expectativas sobre la inflación futura a la ecuación de Fisher. Como resultado, encontraron que las tasas de interés tienen una alta capacidad informativa sobre las expectativas de inflación futura en Colombia. Gil y Campo (2011) utilizaron datos mensuales de 1990 a 2010, y realizaron la prueba de cointegración propuesta por Gregory y Hansen (1996) para tener en cuenta la posible existencia de cambio estructural. Los autores concluyeron que, al considerar el cambio de régimen, el efecto Fisher se cumple de manera débil.

Navarro (2005), con datos del Banco Central Europeo (1999-2004), evaluó el cumplimiento de la regla de Taylor incorporando el Efecto Fisher y, además, estimó un modelo de corrección de errores (MCE) con una diferencia para la Unión Europea. Por otro lado, Belda (2001) analizó el efecto Fisher para la economía española (1982-1998) y estimó un vector bivariante de corrección de errores. Belda, además, encuentra que las desviaciones del equilibrio a largo plazo tienen efectos significativos en las series de inflación y de tasa de interés nominal. Finalmente, Liquitaya y Gutiérrez (2019) analizaron los efectos Fisher y Mundell-Tobin para la economía mexicana (1985-2006), y encontraron resultados satisfactorios para el MCE. Para Colombia, no se encontraron estudios del efecto Fisher que incorporen el MCE.

3. Marco teórico

La hipótesis de Fisher establece una relación entre los tipos de interés nominal y real, y la tasa de inflación. Teóricamente, la tasa de interés real se determina por la interacción entre la oferta y la demanda de los fondos prestables. Por otro lado, el tipo de interés nominal está

determinado por el agregado entre el tipo de interés real y la inflación esperada, como se puede ver en la ecuación 1.

$$\text{interés_nominal}_t = \text{interés_real}_t + \text{inflación_esperada}_t \quad [1]$$

La anterior ecuación involucra la ausencia de ilusión monetaria; es decir, que la variación de la tasa de inflación se traslada completamente a la tasa de interés nominal. En consecuencia, el efecto Fisher se puede expresar a través de la siguiente ecuación:

$$\text{interés_nominal}_t = \beta_0 + \beta_1 * \text{inflación_esperada}_t \quad [2]$$

En esta ecuación, β_0 representa la constante y β_1 el parámetro de inflación. Si $\beta_1 = 1$ habría evidencia de neutralidad del dinero; es decir, que las variaciones de la inflación se trasladan por completo a la tasa de interés nominal en el largo plazo. Ahora bien, el comportamiento de la tasa de inflación bajo el supuesto de expectativas racionales se puede modelar como sigue:

$$\text{inflación_esperada}_t = \text{inflacion_observada}_t + \text{error}_{1t} \quad [3]$$

Reemplazando la ecuación [3] en la ecuación [2] obtenemos:

$$\text{interés_nominal}_t = \beta_0 + \beta_1 * \text{inflación_observada}_t + \text{error}_{2t} \quad [4]$$

Donde $\text{error}_{2t} = \beta_1 \text{error}_{1t}$

El error_{1t} es ruido blanco, lo cual implica que es estacionario y, por tanto, el error_{2t} también lo es. El efecto Fisher implica que la tasa de interés nominal y la tasa de inflación tienen una raíz unitaria, y que guardan una relación de largo plazo. Es decir, ambas variables no son estacionarias, pero existe una combinación lineal entre ellas que sí lo es.

4. Metodología

El presente documento sigue un método abductivo de carácter principalmente cuantitativo. El análisis se elabora a partir de las series de inflación mensual año corrido y de la tasa de interés de los depósitos a término fijo (DTF) a 90 días, las cuales se obtuvieron de las bases de datos del Banco de la República de Colombia (Banrep). En primer lugar, se realiza un análisis gráfico de las series y sus respectivas diferencias. Luego, se grafican los correlogramas de las series y

se les realizan las pruebas de raíz unitaria ADF (1979, 1981), KPSS (1992) y Phillips-Perron (1987), con el fin de determinar si las series son estacionarias.

Posteriormente, a partir de un análisis de cambio estructural y de correcta especificación, se calibra un modelo de cointegración entre la inflación y la tasa de interés. La relación de largo plazo entre la inflación y la tasa de interés se evalúa con las pruebas de cointegración de Engle-Granger (1987), Phillips-Ouliaris (1988) y Gregory-Hansen (1996), con el fin de validar el vector de cointegración existente entre las variables del modelo. Además, se realiza la prueba de causalidad en el sentido de Granger (1969) para validar si hay una relación causal unidireccional y/o bidireccional entre las variables.

Finalmente, se procede a calibrar un MCE, el cual permite encontrar la velocidad con la que los choques de corto plazo sobre las variables convergen al equilibrio de largo plazo. Para probar la robustez del modelo se realizan: la prueba de homocedasticidad Breusch-Pagan (1979), la prueba de autocorrelación Durbin-Watson (1951) y las pruebas de correcta especificación RESET (1968) y White (1980). Se analizan las ventajas y las limitaciones de las pruebas realizadas a los datos y se procede a concluir. Los resultados del presente documento se obtienen trabajando a un nivel de significancia estadística del 5%.

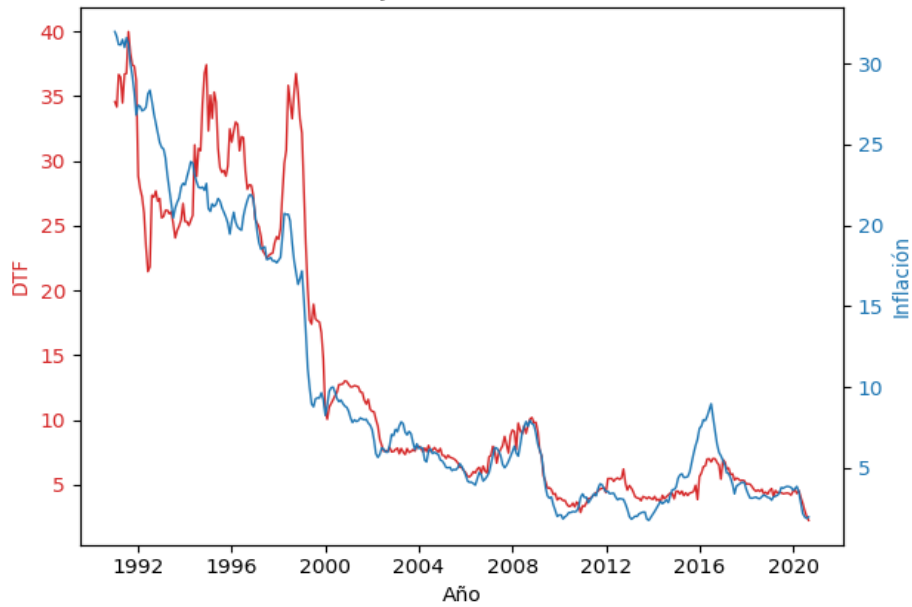
5. Resultados

En la figura 1 se presenta el comportamiento de la inflación y la DTF, y se identifica que existe una relación cercana entre ellas. Se observa que las variables no tienen una media constante; además, parece haber un cambio en la varianza en el proceso generador en algún momento del año 1999. De lo anterior, se intuye la posible no estacionariedad de las series y la presencia de cambio estructural, tanto en la inflación como en la DTF². En la figura 2 se presentan las gráficas de las series diferenciadas. A pesar de que se evidencia un cambio importante en la varianza en un momento previo al 2000, los procesos parecen ser estacionarios³.

² En el Apéndice A se presentan los correlogramas de las variables. Ambas gráficas sugieren no estacionariedad, ya que la correlación es persistente y no cae exponencialmente.

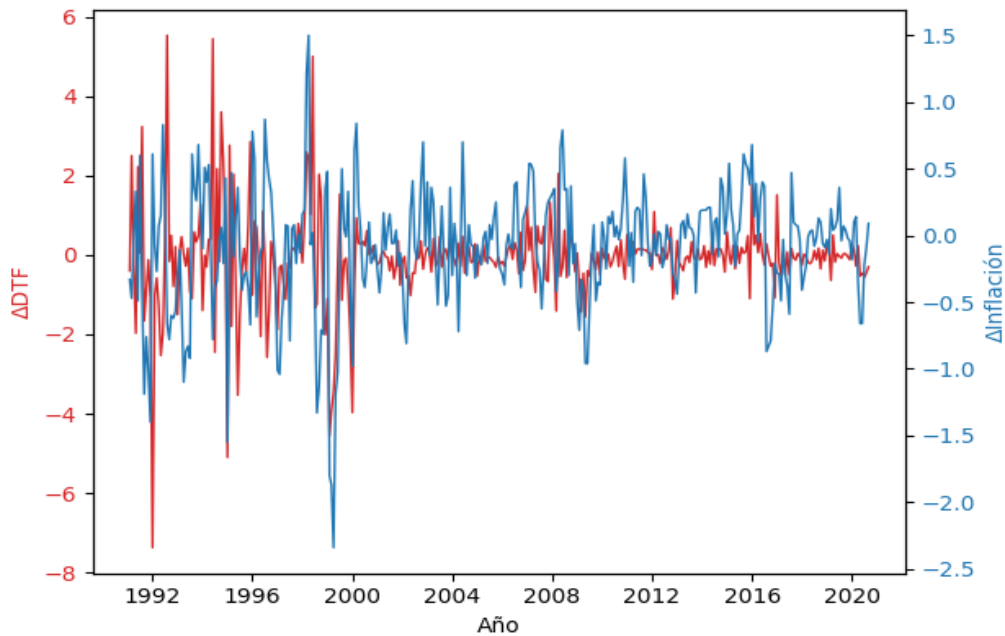
³ En el Apéndice B se presentan los correlogramas de las diferencias de ambas variables. Estas son pequeñas y tienden a caer exponencialmente — especialmente en el caso de la inflación —, lo cual puede indicar que las series son estacionarias después de diferenciarlas. No obstante, se observa cierta persistencia en el caso de la DTF.

Figura 1. Gráficas DTF e Inflación



Fuente: elaboración propia con datos tomados del Banco de la República (2020)

Figura 2. Gráficas de las diferencias de DTF e Inflación



Fuente: elaboración propia con datos tomados del Banco de la República (2020).

5.1. Pruebas de raíz unitaria

En la tabla 1 se presentan los resultados de las pruebas de raíz unitaria para la DTF y su primera diferencia. Para la variable en nivel, la prueba ADF rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria. Sin embargo, la prueba KPSS y el estadístico $Z_{\tau_{au}}$ de la Prueba Phillips-Perron (PP) concluyen que hay presencia de raíz unitaria. La prueba ADF se realizó sin tendencia y sin constante, debido a que estas no fueron estadísticamente significativas⁴, y el número óptimo de rezagos fue obtenido a través del criterio de información de Akaike (AIC)⁵. La prueba KPSS se realizó sin tendencia siguiendo el mismo argumento.

El procedimiento anteriormente descrito se aplicó sobre la primera diferencia de la serie. En este caso, las tres pruebas arrojaron evidencia de estacionariedad. En consecuencia, a partir de los resultados se concluye que la DTF tiene una raíz unitaria en nivel y es estacionaria en su primera diferencia. Es decir, se trata de una variable $I(1)$.

Tabla 1. Pruebas de raíz unitaria sobre DTF y su diferencia

DTF				
Pruebas de raíz unitaria	Estadístico	V. Crítico 5%	Ho	Diagnostico
ADF_sinT_sinC (1 lag)	-2,1382	-1,9500	Rechaza	No raíz unitaria
KPSS_conC (5 lags)	4,7525	0,4630	Rechaza	Hay raíz unitaria
PP (Z-tau)	-2,4137	-3,4240	No Rechaza	Hay raíz unitaria
Diff_DTF				
Pruebas de raíz unitaria	Estadístico	V. Crítico 5%	Ho	Diagnostico
ADF_sinT_sinC (1lag)	-11,0020	-1,9500	Rechaza	No raíz unitaria
KPSS_conC (5lag)	0,0845	0,4630	No Rechaza	No raíz unitaria
PP (Z-tau)	-17,1102	-3,4241	Rechaza	No raíz unitaria

Fuente: elaboración propia.

⁴ Apéndice C

⁵ Este criterio de información se escoge teniendo en cuenta que se evidencia una memoria larga de los procesos en los correlogramas, y por tal motivo es preferible al criterio Bayesiano (BIC).

Tabla 2. Pruebas de raíz unitaria sobre Inflación y su diferencia

Inflación				
Pruebas de raíz unitaria	Estadístico	V. Crítico 5%	Ho	Diagnostico
ADF_sinT_ConC	-2,5886	-2,8700	No Rechaza	Hay raíz unitaria
KPSS_conC	4,7165	0,4630	Rechaza	Hay raíz unitaria
PP (Z-tau)	-2,1630	-3,4241	No Rechaza	Hay raíz unitaria
Diff_inflación				
Pruebas de raíz unitaria	Estadístico	V. Crítico 5%	Ho	Diagnostico
ADF_sinT_sinC (1lag)	-9,7581	-1,9500	Rechaza	No raíz unitaria
KPSS_conC (5lag)	0,4404	0,4630	No Rechaza	No raíz unitaria
PP (Z-tau)	-10,7149	-3,4241	Rechaza	No raíz unitaria

Fuente: elaboración propia.

La tabla 2 presenta los resultados de las pruebas de raíz unitaria para la inflación y su primera diferencia. En este caso, todas las pruebas arrojan evidencia de raíz unitaria para la variable en niveles e indican que la serie es estacionaria después de diferenciar. Por tal motivo, se concluye que la inflación es una variable $I(1)$. El número óptimo de rezagos se escogió usando el criterio AIC. La inclusión de tendencia o constante depende de si estas dieron estadísticamente significativas⁶.

5.2. Cambio estructural y correcta especificación

Como ambas variables son $I(1)$, es posible realizar un análisis de cointegración para evaluar su relación de largo plazo. Para obtener estadísticas consistentes y modelar adecuadamente es necesario realizar un análisis de cambio estructural. La prueba CUSUM evidencia un punto de quiebre tanto para la inflación como para la DTF⁷. Para ambas series, dicho quiebre ocurre entre los meses de marzo y abril de 1999, lo cual es consistente con la adopción del régimen de inflación objetivo por parte del Banco de la República en septiembre del mismo año, ya que el anuncio de la política tuvo efectos meses antes de su formalización.

Con el fin de modelar correctamente el comportamiento de las series y no incurrir en interpretaciones erróneas, se especificó un modelo que incluye las siguientes variables: una *dummy* de intervención, para las observaciones previas a marzo de 1999; una tendencia lineal;

⁶ Apéndice C⁷ Ver Apéndice D.1

y una tendencia cuadrática mediada por la dummy, que modela la transición entre los dos regímenes⁸.

En la tabla 3 se presentan los resultados del modelo correspondiente a la ecuación (5). Se encuentra que todos los estadísticos son significativos, excepto el correspondiente a la *dummy*. No obstante, estos estadísticos solo son interpretados si se comprueba la existencia de una relación de cointegración entre la DTF y la inflación. En caso contrario se estaría interpretando de forma errónea los estadísticos de una regresión espuria⁹.

$$DTF_t = \beta_0 + \beta_1 Inflación_t + \beta_2 Tendencia_t + \beta_3 Dummy + \beta_4 Tendencia_t^2 + \beta_5 Dummy * Tendencia_t^2 + error_t \quad [5]$$

Tabla 3. Primera etapa prueba de cointegración Engle-Granger

Dependent variable:	
DTF	
Inflation	0.733*** (0.087)
Tendencia	-0.074*** (0.017)
Dummy	1.007 (1.469)
Cuadrado	0.001*** (0.0002)
Dummy:Cuadrado	-0.001*** (0.0001)
Constant	11.930*** (2.541)
Observations	357
R ²	0.946
Adjusted R ²	0.945
Residual Std. Error	2.522 (df = 351)
F Statistic	1,227.725*** (df = 5; 351)
Note:	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Fuente: elaboración propia.

⁸ Ver Apéndice D.2

⁹ Para la regresión, el R² es considerablemente alto, pero el estadístico Durbin-Watson (1951) indica la posible existencia de autocorrelación de primer orden (Anexo E), lo cual puede ser una señal de regresión espuria.

Para comprobar si las series se encuentran cointegradas se realizan 3 pruebas sobre los residuales de la regresión: la de Engle-Granger¹⁰, la de Phillips-Ouliaris¹¹ y la de Gregory-Hansen. La tabla 4 presenta los resultados y sus valores críticos respectivos. Todas las pruebas indican que la inflación y la DTF se encuentran cointegradas, por lo que tienen una relación a largo plazo estadísticamente significativa.

La prueba Gregory-Hansen es una extensión de la de Engle-Granger, pero permite testear la hipótesis nula de no cointegración con cambio de régimen, sin conocer la estructura del cambio estructural previamente. Por esa razón, se realiza solamente sobre la regresión de la DTF respecto a la inflación.

Tabla 4. Estadísticos de pruebas de cointegración

Pruebas de cointegración	Estadístico	V.Crítico 5%	Diagnostico
Engle-Granger	-4,7522	-3,3680	Cointegración
Gregory-Hansen_ADF	-6,4772	-4,9500	Cointegración
Gregory-Hansen_Z_t	-5,0947	-4,9500	
Gregory-Hansen_Z_a	-49,9067	-47,0400	
Phillips-Ouliaris	51,2663	46,7281	Cointegración

Fuente: elaboración propia.

A partir de la prueba de causalidad de Granger, se evidencia que la inflación tiene un efecto causal, tanto en corto como en el largo plazo, en la DTF, pero no en sentido contrario¹². En consecuencia, es adecuado realizar un MCE, y no un modelo de corrección del vector de error, para identificar la velocidad de convergencia de los efectos de corto plazo al equilibrio de largo plazo.

5.3. Modelo de corrección de errores

Engle y Granger (1987) demostraron que cuando dos variables están cointegradas, existe un MCE de la forma en que lo muestra la ecuación 6. A esta inferencia se le conoce como el “Teorema de Representación de Granger”. El número óptimo de 13 rezagos se escogió usando

¹⁰ La prueba Engle-Granger consta de dos etapas: la primera es la regresión presentada en la **ecuación (5)** y la segunda es una prueba que sigue la metodología ADF para testear su estacionariedad (Engle y Granger, 1987).

¹¹ Prueba basada en Phillips Perron (1988). Se trata de un método no paramétrico y busca hacer válidos los valores críticos cuando se testea la estacionariedad de los residuales.

¹² Ver apéndice I

el criterio de información AIC. La velocidad estimada con la que los choques de corto plazo convergen al largo plazo¹³ es de -0.09 y se encuentra en el intervalo teóricamente esperado de (-2,0).

$$\Delta DTF_t = \beta_2 \Delta Inflación_t + \sum_{j=1}^{13} \Delta \beta_{2+j} \Delta Inflación_{t-j} + \sum_{j=1}^{13} \Delta \beta_{15+j} \Delta DTF_{t-j} + \mu(\epsilon_{t-1}) + u_t; \mu \in (-2,0) [6]$$

Donde ϵ_{t-1} es el vector de cointegración multiplicado por las variables de la ecuación.

Finalmente, las pruebas realizadas a los errores del MCE permiten concluir que estos se distribuyen de forma homocedástica, no están autocorrelacionados y que el modelo está correctamente especificado¹⁴.

6. Análisis

Los resultados de las pruebas de cointegración evidencian que las variables son I(1) y mantienen una relación de equilibrio de largo plazo. La prueba CUSUM encuentra un punto de quiebre, ligado a la adopción del régimen de inflación objetivo. Al incluir las variables adecuadas para modelar el cambio de régimen (ecuación 5), se obtiene un coeficiente de 0.73 para la inflación¹⁵, lo que indica la existencia de un efecto Fisher parcial en el periodo de estudio. A partir de la prueba de causalidad de Granger, se evidencia que la inflación tiene un efecto causal, tanto en el corto como en el largo plazo, sobre la DTF, pero no en sentido contrario. Asimismo, del MCE se encuentra que existe una velocidad de convergencia de -0.09 de los choques de corto plazo hacia el equilibrio de largo plazo, lo cual es consistente con la teoría econométrica.

7. Conclusiones

Los resultados reflejan que, para Colombia, el efecto Fisher se cumple sólo de manera parcial. En ese sentido, no es correcto estimar las expectativas de inflación a partir de la tasa de interés. Eso no quiere decir que las variables no tengan un vínculo estrecho en el largo plazo. La

¹³ Ver apéndice J

¹⁴ Ver apéndice K

¹⁵ Tabla 3

investigación indica que grandes variaciones en las tasas de interés anticipan, en el largo plazo, cambios consistentes en la tasa de inflación, pero la relación existente no es uno a uno.

En Colombia, los estudios realizados con datos previos a la adopción del régimen de inflación objetivo, por parte del Banco de la República, encontraron en su mayoría una relación completa. En contraste, los que incorporaron una cantidad importante de datos después del año 2000 hallaron que, en general, el efecto Fisher se cumple de manera parcial. Lo anterior indica que, la relación entre la inflación y la tasa de interés ha sido más débil en los últimos años. ¿Cómo podría explicarse este fenómeno? Desde la adopción del régimen de inflación objetivo se ha observado una disminución en la inflación anual de Colombia. Los autores de este documento teorizan que los agentes financieros sopesan con mayor fuerza la inflación esperada, como componente de la tasa de interés, en periodos de inflaciones altas o inestables. Es decir, cuando la inflación es relativamente estable, los agentes financieros se fijan en otras variables¹⁶. Por otro lado, en periodos inflacionarios e inestables la relación se hace más fuerte, porque los prestamistas se esfuerzan por establecer una tasa de interés que no les haga perder su poder adquisitivo a causa de la inflación. Lo anterior explicaría la relación uno a uno previo al inicio del siglo XXI y la ruptura de dicha relación durante las últimas dos décadas.

En resumen, actualmente las variaciones en la inflación no se trasladan por completo al tipo de interés nominal. Es decir, la tasa de interés real también absorbe una parte del efecto de la inflación y, por tanto, no se cumple la neutralidad del dinero en el período estudiado, lo cual favorece la hipótesis de Mundell (1963) y Tobin (1965), quienes afirman que no hay neutralidad del dinero. La inflación (cuando es baja y estable) al actuar como un impuesto sobre los saldos monetarios, hace que el público disminuya su tenencia de dinero por otros activos que generan rendimientos, presionando a la baja las tasas reales de interés.

Referencias

Arango, L. E., y Flórez, L. A. (2003). Tramo corto de la curva de rendimientos, cambio de régimen inflacionario y expectativas de inflación en Colombia. *Unidad de Estudios Económicos de La Gerencia Técnica y Profesional En Inflación de La Unidad de Programación Macroeconómica*

¹⁶ Como por ejemplo la tasa de intervención del Banco de la República

e Inflación. <http://repositorio.banrep.gov.co/handle/20.500.12134/364>

- Arango, L. E., y Flórez, L. A. (2008). Tramo corto de la curva de rendimientos, cambio de régimen inflacionario y expectativas de inflación en Colombia. *Trimestre Económico*, 75(1), 183–210. <https://doi.org/10.20430/ete.v75i297.395>
- Beyer, A., Haug, A. A., y Dewald, W. G. (2009). Structural Breaks, cointegration and the Fisher effect. En *Working Paper Series* (No. 1013).
- Belda, P. (2001). El efecto Fisher y la paridad de interés real. Evidencia para la economía española. *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 30(109), 691–722.
- Cárdenas, H., y Sáenz Castro, J. E. (2001). ¿Cuál es la Evidencia Empírica del Efecto Fisher en la Economía Colombiana, 1980–2000? *Cuadernos de Economía*, 20(5), 267–285.
- Carrasquilla, A., y Rodríguez, C. A. (1992). ¿Es aplicable la hipótesis de Fisher en Colombia? *Desarrollo y Sociedad*, 29, 101–114.
- Dickey, D. A., y Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427. <https://doi.org/10.2307/2286348>
- Echeverry, J. C., y Eslava, M. (1997). Notas sobre la tasa de interés y la inflación en Colombia. *Borradores Semanales de Economía*, 78.
- Fuller, D. A. D. and W. A. (2016). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root Stable URL. *The Econometric Society*, 49(4), 1057–1072.
- Fischer, I. (1930). *The Theory of Interest: Chapter 1*. New York: Macmillan
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 423–439
- Gregory, A. W., y Hansen, B. E. (1996). Tests for cointegration in models with regime and trend shifts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58(2), 555–560. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1996.mp58003008.x>

Gil, M., y Campo, J. (2011). Hipótesis de Fisher y cambio de régimen en Colombia: 1990 – 2010. *Revista Finanzas y Política Económica*, 3(2), 27–40.

Hoover, K. D. (1994). Econometrics as observation: the Lucas critique and the nature of econometric inference. *Journal of Economic methodology*, 1(1), 65-80.

Johansen, S. (2016). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models Author. *The Econometric Society*, 59(6), 1551–1580. <http://www.jstor.org/stable/2938278> REFERENCES Linked references are avail

Liquitaya, S. y Gutierrez, G. (2019). Efecto Fisher, Efecto Mundell-Tobin y modelos de corrección de errores para la relación de tasa de interés - inflación esperada. <https://denarius.izt.uam.mx/index.php/denarius/article/view/222/178>

Mundell, R. (1963). Inflation and Real Interest. *Journal of Political Economy*, 71, 280-283.

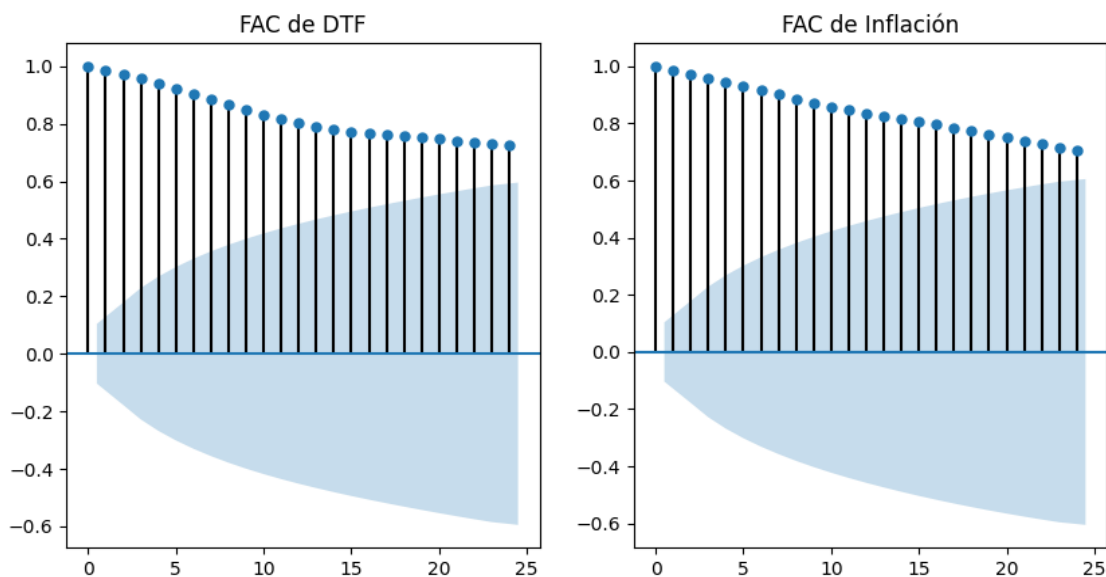
Navarro, J. (2005, febrero). Raíces unitarias, efecto Fisher y reglas de política monetaria. (Working Paper). <https://archivo.alde.es/encuentros.alde.es/anteriores/viiiiea/trabajos/n/pdf/navarroazorin.pdf>

Posada P., C. E., y Misas A., M. (1995). La tasa de interés en Colombia. 1958-1992. *Ensayos Sobre Política Económica*

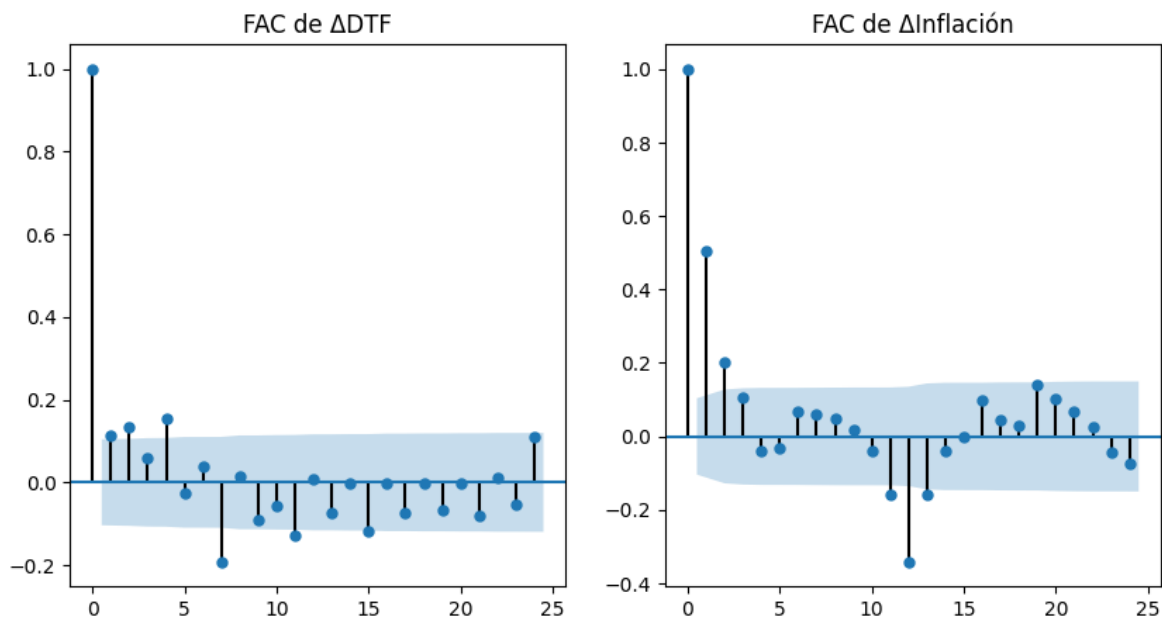
Tobin, J. (1965). Money and Economic Growth. *Econometrica*, 33, 671-684

Apéndices

Apéndice A: Correlogramas DTF e Inflación

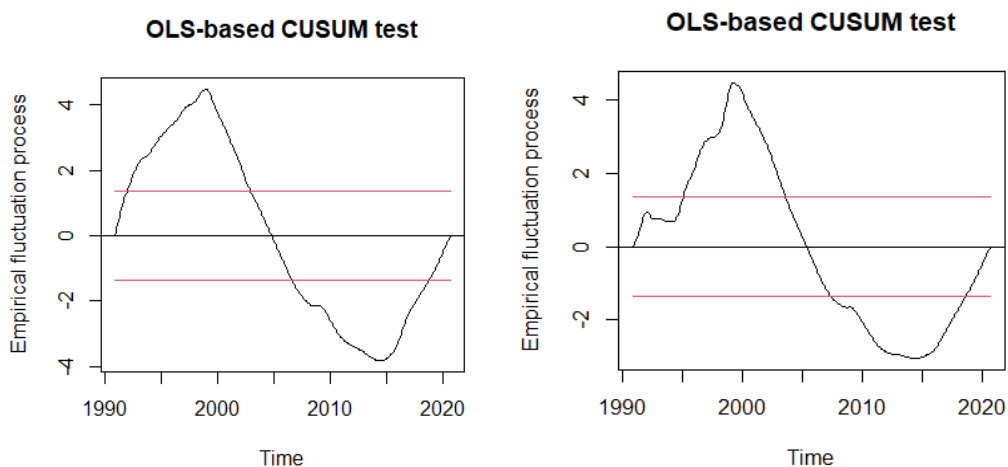
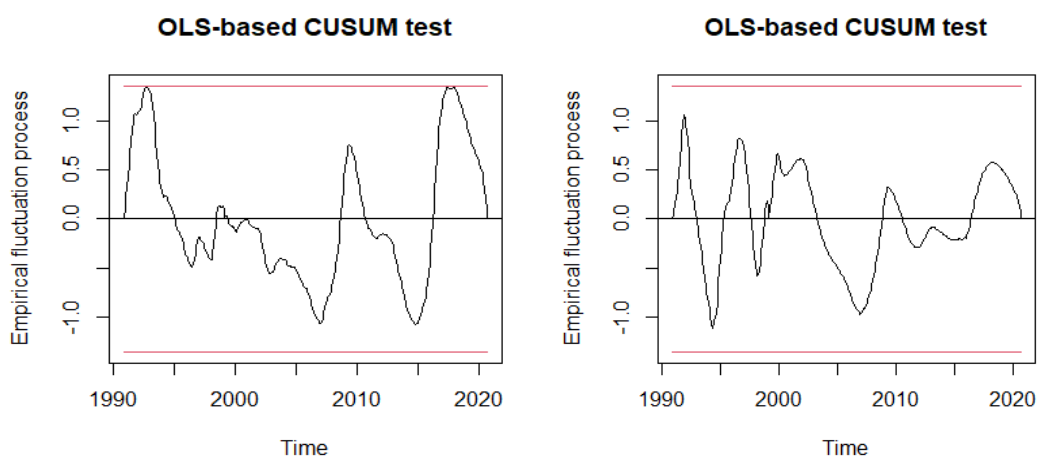


Apéndice B: Correlogramas en las diferencias de la DTF e Inflación



Apéndice C: Estadísticos de Tendencia y Constante en pruebas de raíz unitaria

Pruebas de raíz unitaria	Estadístico	V.Critico 5%	Diagnostico
DTF_ADF_C_T_phi3	2,6437	6,3	Tendencia no significativa
DTF_ADF_C_phi1	2,4231	4,61	Constante no significativa
Inflacion_ADF_C_T_phi3	3,9408	6,3	Tendencia no significativa

Apéndice D: Pruebas de cambio estructural**Apéndice D1. Pruebas gráficas CUSUM sobre Inflación y DTF****Apéndice D2. Pruebas gráficas CUSUM sobre Inflación y DTF con intervención**

Apéndice D3. Pruebas CUSUM

Cambio estructural	p-value	Diagnostico
CUSUM_DTF	<2,2e-16	Cambio estructural
CUSUM_Inflación	<2,2e-16	Cambio estructural
CUSUM_DTF_Cuadr	0,1685	No Cambio estructural
CUSUM_Inflación_Cuadr	0,0500	No Cambio estructural

Apéndice E: Durbin-Watson sobre errores del modelo de cointegración

Autocorrelación	D-W	Correlación_lag_1
Durbin-Watson	0,2495645	0,8747172

Apéndice F: Valores críticos de la prueba Engle-Granger

C. Values Engle-Granger (Two Variables)			
T	1%	5%	10%
50	-4,123	-3,461	-3,130
100	-4,008	-3,398	-3,087
200	-3,954	-3,368	-3,067
500	-3,921	-3,350	-3,054

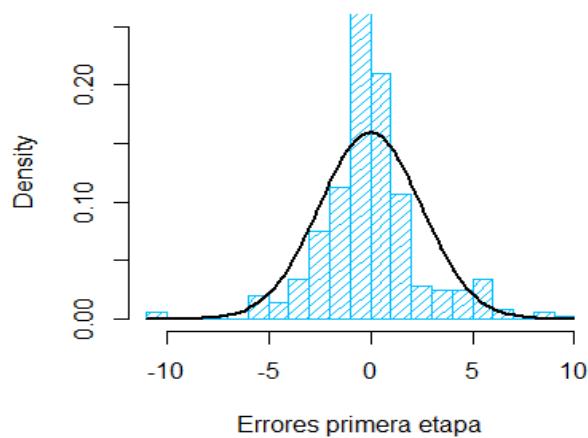
Apéndice G: Valores críticos de la prueba Gregory-Hansen

C. Values Gregory-Hansen (m=1)					
Level	0,01	0,025	0,05	0,1	0,975
ADF*, Z*_t					
C	-5,13	-4,83	-4,61	-4,34	-2,25
C/T	-5,45	-5,21	-4,99	-4,72	-2,72
C/S	-5,47	-5,19	-4,95	-4,68	-2,55
Z*_a					
C	-50,07	-45,01	-40,48	-36,19	-10,63
C/T	-57,28	-52,09	-47,96	-43,22	-15,9
C/S	-57,17	-51,32	-47,04	-41,85	-13,15

Apéndice H: Pruebas de normalidad e histograma sobre residuales de la ecuación de cointegración

El **Apéndice H1** presenta el histograma de los errores de la regresión de la tabla 3 y lo compara con la distribución normal. Se identifica que los residuales no son normales y tienen una baja curtosis, lo cual concuerda con la super consistencia de los estimadores de una relación de cointegración.

Apéndice H 1: Histograma de los errores



Apéndice H2: Pruebas de normalidad

Normalidad residuales	p-value	Diagnostico
Jarque-Bera test	<2,2e-16	No normales
Shapiro-Wilk test	3,105-e11	No normales

Apéndice I: Prueba de causalidad de Granger

Prueba de causalidad de Granger	Estadístico	V.Critico 5%	Diagnostico
DTF~Inflación	4,22	6.31 I(1)	No causa en sentido de Granger
Inflación~DTF	19,67		Causa en sentido de Granger
DIFF_Inflación~DIFF_DTF	2,68	2.22 I(0)	No causa en sentido de Granger
DIFF_Inflación~DIFF_DTF	14,12		Causa en sentido de Granger

Apéndice J: Modelo de Corrección de Errores

<i>Dependent variable:</i>	
DTFDifference	
lag(errorsEC)	−0.099*** (0.025)
InflationDifference	0.553*** (0.147)
DTFDifferenceL1	0.139** (0.056)
InflationDifferenceL1	−0.332* (0.172)
...	...
DTFDifferenceL13	0.010 (0.047)
InflationDifferenceL13	−0.213 (0.151)
Constant	−0.001 (0.054)
Observations	342
R ²	0.317
Adjusted R ²	0.256
Residual Std. Error	0.916 (df = 313)
F Statistic	5.191*** (df = 28; 313)
Note:	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Apéndice K: Pruebas de correcta especificación y homocedasticidad sobre residuos del MCE

Pruebas	p-value	Diagnostico
White test	0,5367	Correcta especificación
Reset	2,20E-16	Correcta especificación
Breush Pagan	0	Homocedasticidad
Durbin-Watson	0,95	No autocorrelación