

Hipótesis de Fisher y cambio de régimen en Colombia: 1990-2010

Recibido: 6 de agosto de 2011

Concepto de evaluación: 4 de octubre de 2011

Aprobación: 25 de octubre de 2011

RESUMEN

La mayor parte de la evidencia empírica sobre el efecto de Fisher o la hipótesis de Fisher sostiene que la relación entre la tasa de inflación y la tasa de interés nominal debe ser igual a uno. Este artículo analiza la relación entre la tasa de interés nominal y la tasa de inflación para la economía colombiana, durante el periodo comprendido entre 1990-2010. Igualmente, se presenta evidencia empírica sobre la existencia de una relación positiva de largo plazo entre la tasa de interés nominal y la tasa de inflación para Colombia. Adicionalmente, se aplica una prueba de cointegración con cambio de régimen, esta fue desarrollada por Gregory y Hansen (1996), la cual permite presentar evidencia estadística de la existencia de un cambio estructural en esta relación hacia finales de los años noventa.

Palabras clave: efecto Fisher, tasa de inflación, tasa de interés nominal, cointegración, cambio estructural, Colombia

Clasificación JEL: C22, E31, E43.

Fisher Effect and Regimen Shift in Colombia: 1990 - 2010

ABSTRACT

Most of the empirical evidence on the “Fisher Effect” or “Fisher hypothesis” holds that the relationship between inflation and nominal interest rate must be equal to one. This paper analyzes the relationship between the nominal interest rate and inflation rate, known as the “Fisher Effect” or “Fisher hypothesis” for the Colombian economy during the period 1990M1 - 2010M12. We present empirical evidence on the existence of a positive long-run relationship between the nominal interest rate and inflation rate in Colombia. Additionally, applies a cointegration test with regime change developed by Gregory y Hansen (1996), which allows present statistical evidence of the existence of a structural change in this relationship in the late nineties.

Keywords: Fisher Effect, inflation rate, nominal interest rate, cointegration, structural change, Colombia

JEL Classification: C22, E31, E43.

*Economista, Universidad Católica de Colombia. Asistente de investigación. Facultad de Economía, Universidad Católica de Colombia. Correo electrónico: mgil09@ucatolica.edu.co

**Magíster en Economía, Profesor e investigador de la Facultad de Economía, Universidad Católica de Colombia. Correo electrónico: jacampo@ucatolica.edu.co

INTRODUCCIÓN

En 1930, Irving Fisher postuló el efecto Fisher o la hipótesis de Fisher. Esta teoría planteaba que la tasa de inflación esperada es absorbida totalmente por la tasa de interés nominal en el largo plazo; esto evidenciaría una relación uno a uno entre ambas series. Desde ese momento, se han desarrollado varias investigaciones que buscan presentar pruebas del cumplimiento o no del efecto Fisher, ya sea de manera total o parcial, para varios países del mundo¹.

Esta necesidad se debe a la gran importancia que tienen los resultados sobre este efecto para la toma de decisiones de la política monetaria en muchos países alrededor del mundo. Algunos estudios han resaltado la relevancia teórica que tiene la relación entre la tasa de interés nominal y la tasa de inflación, por ejemplo, Mundell (1963) y Gibson (1970). Otros estudios han demostrado, empíricamente, el cumplimiento del efecto Fisher de manera total, como Fama (1975) quien empleó datos anuales entre 1951-1971 para Estados Unidos. Otros, como Carlson (1979), han puesto en evidencia que lo planteado por Fama, solo se cumple durante el periodo de tiempo que él utiliza en su investigación.

Para el caso colombiano, Misas *et al.* (1992) identifican si es posible cambiar, a través de cambios o manejos sobre la tasa de interés real, la tasa de inflación a través de un modelo econométrico; adicionalmente, presentan información respecto a la relación entre la inflación y la tasa de interés nominal. Su objetivo no es probar la hipótesis de Fisher, sino presentar evidencia de que existe una relación estable de largo plazo entre las dos variables; y que, de esta relación, pueden obtenerse implicaciones empíricas sobre la dinámica de corto plazo de las series. Los autores emplean datos de la tasa de interés de los CDT a 90 días del mercado primario desde 1987:1 hasta 1992:06 y la inflación esperada. Sus resultados arrojan que las series están

cointegradas y, por lo tanto, comparten la misma tendencia en el largo plazo, con esto demuestran que, cambios en la inflación esperada en el corto plazo, no se transmiten uno a uno a las tasas de interés nominales. Asimismo, concluyen que a pesar de que no es posible alterar la tasa de interés y las decisiones de gasto de los agentes de manera permanente a través de la política monetaria, sí es viable obtener resultados en el corto plazo.

En un artículo contemporáneo, Carrasquilla y Rodríguez (1992) emplearon datos mensuales durante el periodo comprendido entre junio de 1985 y diciembre 1990, para comprobar el efecto Fisher en Colombia. Ellos estimaron modelos convencionales utilizando la inflación estimada y la tasa real *ex post* (calculada con base en la tasa nominal y en la inflación observada), y modelos Arima para realizar proyecciones por fuera de la muestra y asimilar las expectativas de inflación en estos pronósticos. Finalmente, llevaron a cabo un análisis de cointegración para estimar hasta qué punto las tendencias en las tasas de interés nominales anticipan variaciones en la inflación sin dejar de lado las tendencias y el equilibrio que pueden existir entre las series a largo plazo. Los autores concluyeron que la hipótesis de que las tasas de interés nominales contienen información respecto al curso que pueda tomar la inflación, para el caso colombiano, no es aplicable, sin embargo, aclararon que esto no impide que exista una relación de largo plazo, cuando la inflación tiende a ser estable. Por otro lado, la relación de causalidad de la inflación con la tasa de interés nominal resultó no ser tan fuerte, por esto los autores sugieren diferenciar claramente entre periodos de aceleración inflacionaria y periodos de inflación estable.

Posada y Misas (1995) desarrollaron un modelo para probar dos hipótesis: a) en el largo plazo, la tasa de interés nominal interna depende de la tasa externa y de la tasa de inflación y b) en el largo plazo, la tasa de inflación tiende a transmitirse plenamente a la tasa de interés nominal (efecto Fisher). Así, los autores encontraron, para estas hipótesis, evidencia a favor, lo que demostraría el cumplimiento del efecto Fisher, además de

¹ Total, si la relación entre estas variables es uno a uno, y parcial, si es menor a uno.

considerar que la tasa de interés real sólo depende de factores reales. Echeverry *et al.* (1997), utilizando datos trimestrales para el periodo 1980:1-1995:4 (63 observaciones) y un modelo VAR, aceptan la evidencia del efecto Fisher en Colombia, de esta forma, concluyeron que la tasa de interés nominal está correlacionada con la tasa de interés real.

Por otra parte, Cárdenas y Sáenz (2001) presentan una investigación precisa sobre la literatura que estudia el efecto Fisher para el caso colombiano, adicionalmente, utilizando datos trimestrales para el periodo comprendido entre 1980-2000 y con el uso de técnicas de series de tiempo (raíces unitarias y cointegración), comprueban que el efecto Fisher se cumple de manera total para el periodo analizado; es decir, existe la relación uno a uno entre la tasa de interés y la inflación. Los autores sostienen que ambas series presentan raíz unitaria; igualmente, es claro que la aceptación del efecto Fisher en la economía colombiana es la aprobación de la lógica de la teoría de la neutralidad del dinero, lo cual evidencia que los aumentos de la cantidad de dinero (oferta), a largo plazo, generan incrementos en la tasa de inflación y en la tasa de interés nominal.

Arango y Arosemena (2003) hacen un seguimiento más preciso a la hipótesis de Fisher basándose en Mishkin (1990), para el periodo mayo de 1995 a junio de 2003. Ellos encontraron que las tasas de interés (*spreads*) ayudan a predecir las expectativas de inflación futura. En otro documento, Arango y Flórez (2008) examinan la hipótesis de linealidad para los diferenciales esperados de inflación entre 6 y 12 meses, en adelante construidos según la suposición de cuatro mecanismos de formación de expectativas sobre la inflación total futura. Los datos utilizados por los autores son las tasas de retorno *Irtes* para el periodo mayo de 1995 a abril de 2005 y las tasas de interés cero cupón para el periodo septiembre de 2000 a noviembre de 2004. En su texto se plantean responder si a finales de la década pasada se modificó el contenido de información con el cambio de régimen inflacionario. Dentro de sus hallazgos, los autores evidencian que cuando se utiliza el *spread* derivado del *Irtes*, las tasas de interés ayudan a predecir las

expectativas de inflación. Por otro lado, la prima de inflación que surge en este caso tiene que ver con un alto coeficiente de aversión al riesgo, conjugado con la percepción de los agentes de un cambio de régimen inflacionario.

Teniendo en cuenta lo anterior, el objetivo de este trabajo radica, en primer lugar, en probar el cumplimiento del efecto Fisher para la economía colombiana. En segundo lugar, presentar una aplicación de la prueba de cointegración con cambio de régimen, propuesta por Gregory y Hansen (1996), con el fin de comprobar que en esta relación existió un quiebre estructural a finales de los noventa. En este orden de ideas, este trabajo se diferencia de la literatura existente, precisamente en este último punto, ya que muchos autores han obtenido, para la economía colombiana, resultados similares, no obstante, nunca se ha aplicado un prueba de cointegración de este tipo. Además, de emplear un horizonte temporal relativamente grande y que no ha sido trabajado con anterioridad.

Este documento está organizado como sigue. En la segunda sección se presenta el modelo teórico del efecto Fisher. En la tercera sección se expone la metodología y los datos empleados para contrastar la hipótesis de Fisher en Colombia. La cuarta sección contiene los resultados y las estimaciones del modelo. Finalmente, se concluye en la quinta y última sección.

MODELO TEÓRICO DEL EFECTO FISHER: RELACIÓN ENTRE LA TASA DE INFLACIÓN Y LA TASA DE INTERÉS NOMINAL

Desde los inicios de la teoría económica se ha tratado de solucionar un sin número de interrogantes acerca de lo que significa el interés y la renta; las teorías monetarias perduraron por casi 250 años desde el año 1500 y desde 1750 hasta 1930 se mantuvieron las teorías no monetarias infundidas por los ortodoxos. A partir de 1930, nacen dos nuevas teorías monetarias, la teoría de la preferencia por la liquidez y la teoría de los fondos prestables.

Fisher dio a conocer su primera obra, denominada *The Rate of Interest*, en 1907 y luego, en 1930, presentó una nueva versión titulada *The Theory of Interest*; los inicios de esta teoría adoptaron varias posturas presentadas por Böhm-Bawerk en su obra *Capital and Interest: A Critical History of Economical Theory*. En este libro, publicado en alemán en 1884, se hace una fuerte distinción frente a lo que el autor considera las razones o la explicación al “¿por qué? el valor de los bienes actuales es más alto”, Landreth y Colander (2006) afirman que: “La primera gran causa de la diferencia entre el valor de los bienes actuales y el de los bienes futuros son las diferentes circunstancias actuales y futuras y los deseos y la provisión” (p. 265). La segunda razón es que “subestimamos sistemáticamente los futuros deseos y los bienes que los satisfacen” (p. 265-266). Y la tercera razón que da Böhm-Bawerk a la existencia del interés se basa en el mercado de préstamos a los productores. Él afirma que “el interés existe debido a la superioridad técnica de los bienes actuales frente a los futuros” (p. 266). La razón por la cual la teoría de Böhm-Bawerk no explicó de manera satisfactoria la teoría del interés, es que “se equivocó al concluir que la productividad del capital, por sí sola y al margen de la preferencia temporal, daría como resultado un tipo de interés positivo” (p. 266).

Para Fisher, según Landreth y Colander (2006), “el interés no era la parte de la renta que recibía el capital sino una manera de examinar los flujos de renta de todo tipo” (p. 267), por lo tanto, se puede decir que aquellos agentes que generen flujos productivos (inversión) podrán descontar el tipo de interés vigente y obtendrán el valor capitalizado; es decir, “si comparamos el flujo de ingresos llamados rentas con el valor capitalizado de la tierra, el rendimiento es el interés...” para Fisher “los intereses no son parte de los ingresos sino todos ellos” (Landreth y Colander, 2006, p. 267). Así, los intereses medirán el precio que pagarán los individuos para recibir cualquier tipo de renta ahora y no en el futuro.

Según Landreth y Colander (2006), existen dos tipos de fuerzas que determinan los tipos de

interés en la economía: las fuerzas subjetivas “que reflejan las preferencias de los individuos por los bienes o los ingresos actuales frente a los bienes o ingresos futuros [...] y las fuerzas objetivas, que dependen de las oportunidades de inversión y de la productividad de los factores utilizados para producir bienes finales”.

De lo anterior, se puede decir que los individuos determinan qué tipo de bienes consumir y en qué momento hacerlo de acuerdo a sus niveles de rendimiento y sus necesidades. Cada individuo decide cuándo endeudarse o cuándo invertir de acuerdo a las tasas de interés del mercado; cuando las tasas de interés son altas es más atractivo invertir, pero cuando las tasas de interés son bajas, el endeudamiento aumenta haciendo que las expectativas de los individuos cambien, pero, evidentemente, se puede llegar a un equilibrio ahorrando y desahorrando para lograr mantener las expectativas futuras y así igualar sus costos a la tasa de interés.

En este orden de ideas, podemos modelar la hipótesis de Fisher como se muestra a continuación. Esta hipótesis evidencia la relación entre las tasas de interés nominal y real y la tasa de inflación. La tasa de interés real refleja el libre juego de la oferta y la demanda de los fondos prestables, mientras que la tasa de interés nominal es determinada por la tasa de interés real, más las variaciones que se presenten en la tasa de inflación esperada. La identidad de Fisher se puede establecer como:

$$R_t = \gamma_t^e + \pi_t^e \quad [1]$$

Donde R_t es el tipo de interés nominal en el periodo t , γ_t^e indexa el tipo de interés real *ex ante* y π_t^e es la tasa de inflación esperada en el periodo t . Esta identidad evidencia la ausencia de ilusión monetaria².

2 Se entiende por ilusión monetaria, la no distinción entre los cambios nominales y reales por parte de los agentes económicos; es decir, que dichos agentes no pueden trasladar en su totalidad los efectos o variaciones de la tasa de inflación a la tasa de interés nominal por lo que la tasa de interés real a largo plazo no evidenciaría su punto de equilibrio.

De acuerdo con lo anterior, la identidad de Fisher se puede expresar de la siguiente manera:

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_t^e \quad [2]$$

Donde β_0 sería la constante y representaría la tasa de interés real de equilibrio a largo plazo y β_1 sería el parámetro de la inflación. De esta manera, si su valor fuese igual a uno, se evidenciaría que todas las variaciones en la tasa de inflación se transmiten de manera total a la tasa de interés nominal, manteniéndose constante la tasa de interés real. Por lo tanto, se obtendría la comprobación del efecto Fisher de manera total, si este parámetro fuese menor a uno se evidenciaría que los cambios en la inflación se trasladan de manera parcial a largo plazo a la tasa de interés nominal.

Ahora, si se considera que el supuesto de expectativas racionales evidencia que los agentes utilizan la información de manera eficiente al momento de predecir la tasa de inflación, sería evidente que la tasa de inflación esperada equivale a la tasa de inflación real u observada, agregando un error de predicción ε_t , tal que $\varepsilon_t \text{ iid } N(0, \sigma^2)$. Por esto, la tasa de inflación podría expresarse de la siguiente manera:

$$\pi_t^e = \pi_t + \varepsilon_t \quad [3]$$

Si, se reemplaza (3) en (2), se obtiene:

$$\begin{aligned} R_t &= \beta_0 + \beta_1 (\pi_t + \varepsilon_t) \\ R_t &= \beta_0 + \beta_1 \pi_t + \beta_1 \varepsilon_t \end{aligned} \quad [4]$$

Lo anterior indica que ε_t debe ser estacionario, por lo que la tasa de interés nominal y la tasa de inflación deben tener una raíz unitaria y, a su vez, mantener una relación de largo plazo. En otras palabras, la tasa de interés nominal y la tasa de inflación son no estacionarias y debe existir una combinación lineal entre las dos que sea estacionaria. Esto implicaría que la tasa de interés real es estacionaria, ya que por definición revierte a su media.

En este orden de ideas, la ecuación a estimar es:

$$\text{tin}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{inf}_t + \varepsilon_t \quad [5]$$

Donde (tin_t) es la tasa de interés nominal en el periodo t , (inf_t) es la tasa de inflación en el periodo t y (ε_t) es el término de error, $\varepsilon_t \text{ iid } N(0, \sigma^2)$.

DATOS Y METODOLOGÍA

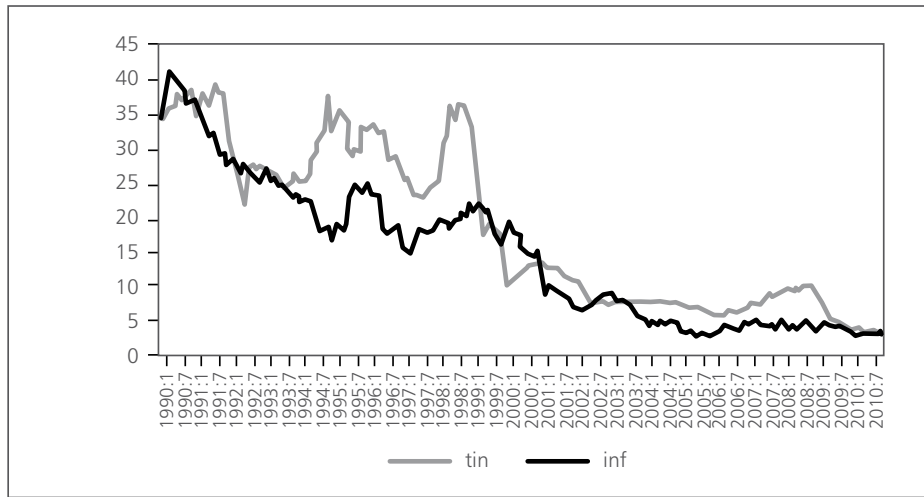
Para el estudio empírico del efecto Fisher se emplean datos mensuales de tasa de inflación y tasa de interés nominal de Colombia, durante el periodo enero de 1990 a diciembre de 2010. Ambas series fueron tomadas de las estadísticas del Banco de la República (BR).

La gráfica 1 muestra que la tasa de inflación (inf) y la tasa de interés nominal (tin) evidencian un comportamiento similar para el periodo analizado, aunque la tasa de interés nominal y la inflación presentan varios quiebres desde 1990 hasta 1999 y después retoman su tendencia. Dichos quiebres tienen mucho que ver con el comportamiento de la economía colombiana, desde 1991, aproximadamente, la tasa de interés ha oscilado entre un 36% y 21% (tabla 1) y la inflación mantiene una tendencia decreciente (tabla 1) desde 1990 hasta 1994, aproximadamente, y desde 1995 hasta 1999 se podría decir que toma una tendencia constante, pero interrumpida en varios periodos. Vale la pena recordar que la Constitución de 1991 cambió la relación entre el Gobierno central y el Banco de la República, estableciendo la estabilización en los precios como principal objetivo del BR; es decir, el BR ofrecería niveles de oferta monetaria coherentes a los niveles de producción para lograr mantener un equilibrio en los precios. Colombia, antes de 1990, presentaba inflaciones aproximadamente del 20 y 30%, tal como lo muestra la tabla 1. Desde los años noventa, la tendencia a decrecer logró establecer inflaciones de un dígito explicadas por la autonomía del BR.

Un poco antes de los años ochenta, se buscó que la tasa de interés dejara de estar regulada y

Gráfica 1.

Tasa de interés y tasa de inflación, 1990:1-2010:7



Fuente: Banco de la República, cálculo de los autores.

pasara a ser determinada por el mercado; de esta manera, el BR logró priorizar en los agregados monetarios como metas intermedias para dar cumplimiento a su principal objetivo. Durante los años noventa, la política monetaria establecida a través de bandas cambiarias impidió el cumplimiento de las metas de manera recurrente, esto llevó a que, en 1999, se abandonara el sistema de bandas cambiarias y se permitiera la flotación del peso, adoptando el esquema de inflación objetivo o meta de inflación. Este tiene a la tasa de interés nominal como meta intermedia, a pesar de que el BR fija una meta de inflación; en la práctica no todos los precios son controlables por el banco ni responden de manera total a todas las medidas que se establecen. Lo anterior puede explicar la tendencia constante de las series a partir del 2000 hasta el 2010, debido a que con el modelo de mecanismos de transmisión que utiliza el BR, se hacen pronósticos de crecimiento, tasa de cambio, brecha del producto y expectativas de inflación. Con estos elementos se pronostica la inflación y se calcula el nivel de la tasa de interés necesaria para que la inflación se aproxime a la meta establecida.

Tabla 1.

Estadísticas descriptivas

	tin		inf	
	Media	Desviación	Media	Desviación
1990	36.44	1.49	38.16	2.17
1991	37.23	1.19	32.35	3.12
1992	26.67	2.88	26.98	1.14
1993	25.83	0.89	25.09	1.31
1994	29.42	4.26	20.64	2.01
1995	32.34	2.51	21.21	3.04
1996	31.14	2.17	20.91	2.78
1997	24.13	1.18	17.10	1.32
1998	32.58	4.54	19.62	0.72
1999	21.33	5.44	19.93	2.10
2000	12.15	0.94	16.48	1.71
2001	12.44	0.73	9.72	1.58
2002	8.94	1.33	7.43	0.87
2003	7.80	0.08	7.72	1.14
2004	7.80	0.08	4.87	0.30
2005	7.01	0.43	3.44	0.56
2006	6.27	0.29	3.87	0.52
2007	8.01	0.77	4.51	0.29
2008	9.74	0.32	4.49	0.36
2009	6.14	1.90	4.23	0.30
2010	3.66	0.24	3.18	0.24

Fuente: Banco de la República, cálculo de los autores.

En este documento se aplican las pruebas de raíces unitarias tradicionales de series de tiempo, como son: la prueba ADF (1979, 1981) y KPSS (1992). Estas pruebas son bien conocidas en el análisis empírico de series de tiempo.

Adicionalmente, la prueba propuesta por Johansen (1988, 1991) permite identificar el vector de cointegración que existe entre la tasa de interés y la tasa de inflación en el periodo bajo estudio. Es decir, con esta prueba se puede obtener la relación de largo plazo que sustenta la hipótesis de Fisher para el caso colombiano. La prueba de Johansen se aplica siguiendo la metodología de Johansen y Juselius (1990). Sin embargo, es importante tener en cuenta que los resultados de la prueba de cointegración de Johansen (1988, 1991) pueden estar sesgados bajo la presencia de quiebres estructurales. Gregory y Hansen (1996) proponen una prueba de cointegración basada en los residuos como la propuesta inicialmente por Engle y Granger (1987). Lo interesante y bondadoso de esta prueba es que permite determinar el quiebre estructural de manera endógena, empleando cada periodo de tiempo como un posible punto de quiebre estructural.

Prueba de cointegración con quiebre estructural

Gregory y Hansen (1996) proponen una prueba de cointegración basada en la prueba propuesta inicialmente por Engle y Granger (1987), esta busca probar que los errores del modelo son estacionarios. Esta prueba mejora en varios aspectos los resultados de las estimaciones, porque, primero, obtiene estimadores consistentes, ya que está estimado por FMOLS y no por OLS como en el caso de Engle y Granger (1987). Segundo, incorpora a la relación de largo plazo un quiebre estructural que es determinado de manera endógena por la prueba.

Los autores plantean un modelo estándar de cointegración sin ningún cambio estructural, donde $y_t = (y_{1t}, y_{2t})$, y_{1t} es un valor real y y_{2t} es un vector de dimensión m .

Modelo 1: Cointegración estándar

$$y_{1t} = \mu + \alpha^T y_{2t} + e_t, \quad t = 1, \dots, n. \quad [6]$$

Donde es $y_{2t} I(1)$ y e_t es $I(0)$, en este modelo los parámetros μ y α describen la dimensión m hacia la cual el vector y_t tiende con el tiempo. El modelo 1 captura una relación de largo plazo, donde se considera a μ y α constantes en el tiempo; es decir, el modelo 1 es el más restrictivo ya que es idéntico al propuesto por Engle y Granger (1987). El cambio estructural se modela a través de cambios en los parámetros μ (intercepto) o α (pendiente). Para modelar el cambio estructural, es útil definir una variable *dummy*:

$$\varphi_{t\tau} = \begin{cases} 0 & \text{if } t \leq [\eta\tau] \\ 1 & \text{if } t > [\eta\tau] \end{cases} \quad [7]$$

Donde el parámetro desconocido $\tau \in (0, 1)$ indica el tiempo relativo del punto de cambio y $[\eta\tau]$ indica la parte entera. El cambio estructural puede tomar varias formas, el caso simple es que haya un cambio de nivel en la relación de cointegración, que puede ser modelado, como un cambio en el intercepto μ , mientras que la pendiente α se mantiene constante. Se le conoce como cambio de nivel, el cual está indicado en el modelo por C .

Modelo 2: Cambio de nivel C

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \alpha^T y_{2t} + e_t, \quad t = 1, \dots, n. \quad [8]$$

Donde μ_1 representa el intercepto antes del cambio, y μ_2 el intercepto después del cambio.

Modelo 3: Cambio de nivel con tendencia (C/T)

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \beta t + \alpha^T y_{2t} + e_t, \quad t = 1, \dots, n. \quad [9]$$

Un cambio estructural permite un cambio en el vector y , a su vez, permite una variación en la pendiente. Esto permite que la relación de equilibrio rote como un cambio paralelo; es decir, que conserve la tendencia.

Modelo 4: Cambio de régimen (C/S)

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \phi_{t\tau} + \alpha_1 y_{2t} + \alpha_2 y_{2t} \phi_{t\tau} + e_t, \quad t=1, \dots, n. \quad [10]$$

Donde μ_1 y μ_2 son los mismos parámetros del modelo de cambio de nivel C, α_1 denota el coeficiente de cointegración, así como es la pendiente antes del cambio de régimen y α_2 denota el cambio en la pendiente.

Esta prueba tiene como hipótesis nula no cointegración y puede ser estimado por OLS, sin embargo en este documento se estima por FMOLS, ya que, como Phillips y Hansen (1990) demuestran, los estimadores por FMOLS son mejores que los OLS. Después de esto se aplica una prueba de raíz unitaria a los residuales del modelo, por lo general, se emplea la prueba ADF. En principio, el mismo enfoque podría utilizarse para probar los modelos 2 y 4, si en el momento de cambio de régimen τ se conoce a priori.

La prueba consiste en tres estadísticos para probar la existencia de una relación de cointegración entre las variables. Uno de los estadísticos está basado en el ADF (1979, 1982), mientras los otros dos están basados en el estadístico de Phillips (1987).

ESTIMACIONES Y RESULTADOS EMPÍRICOS

En esta sección se presentan los resultados de las pruebas de raíces unitarias (ADF 1979, 1982; KPSS, 1992), de la prueba de cointegración propuesta por Johansen (1988, 1991) y la estimación de los coeficientes de largo plazo. Adicionalmente, se presentan los resultados de la prueba de cointegración de Gregory y Hansen (1996).

Pruebas de raíces unitarias

A continuación se presentan los resultados de las pruebas de raíces unitarias. La tabla 2 muestra el resultado de las pruebas ADF y KPSS, las cuales concluyen que las series de niveles no son estacionarias, mientras que sus primeras diferencias son estacionarias. Recordemos que la hipótesis nula de la prueba KPSS (1992) es que la serie es estacionaria, mientras que la prueba ADF tiene como hipótesis nula que la serie tiene raíz unitaria.

Tabla 2.

Resultado prueba de raíces unitarias

	ADF		KPSS	
	Estadístico	VC al 5%	Estadístico	VC al 5%
<i>tin</i>	(-2.425572)	-3.464	1.79796	0.463
<i>D(tin)</i>	(-3.41268)**	-2.896	0.03817**	0.463
<i>inf</i>	-1.933979	-3.429	1.881247	0.463
<i>D(inf)</i>	(-5.09262)	-2.873	0.129238**	0.463

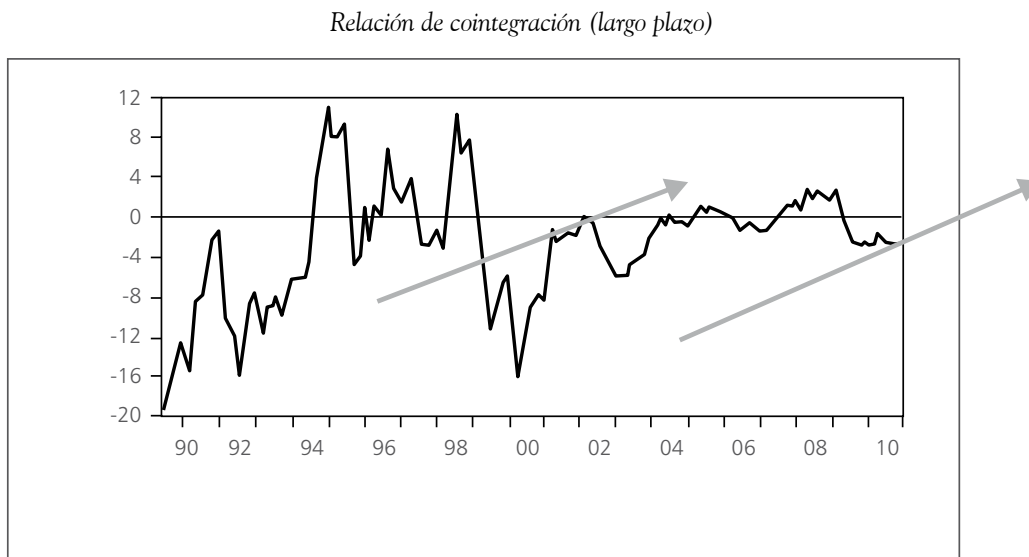
Fuente: Cálculo de los autores.

Pruebas de cointegración

Como se ha argumentado, la presencia de raíces unitarias en la tasa de inflación y en la tasa de interés nominal implica que las series deben estar cointegradas, para evitar resultados espurios en las estimaciones. Inicialmente, siguiendo la metodología propuesta por Johansen y Juselius (1990), se identifica un modelo VAR(ρ) para determinar el número de rezagos óptimos que se deben emplear en la prueba de Johansen (1988, 1991), así se emplean variables *dummies* centradas buscando reducir los problemas de estacionalidad y autocorrelación en los errores y se obtiene que el orden óptimo es de cinco rezagos.

Las tablas 3 y 4 reportan el resultado de la prueba de cointegración de Johansen, según los resultados de la prueba Traza y Lambda-Max, existe un vector de cointegración entre la tasa de interés y la tasa de inflación al 5% de significancia.

Gráfica 2.



Fuente: Cálculo de los autores.

Tabla 3.

Resultado prueba de cointegración Traza

Hipótesis	Estadístico	Valor Crítico al 5%	Probabilidad
$r = 0^*$	33.83016	20.26184	0.0004
$r \leq 1$	8.31325	9.164546	0.0724

* rechazo de la hipótesis nula.
Fuente: Cálculo de los autores.

Tabla 4.

Resultado prueba de cointegración Lambda-Max

Hipótesis	Estadístico	Valor Crítico al 5%	Probabilidad
$r = 0^*$	25.517	15.892	0.0012
$r \leq 1$	8.313	9.165	0.0724

* rechazo de la hipótesis nula.
Fuente: Cálculo de los autores.

Los parámetros de cointegración estimados se presentan en la siguiente ecuación (error estándar):

$$tin_t = 1.873 + 1.312 inf_t^{(-0.11248)} \quad [11]$$

Esto implica que, en el largo plazo, un incremento de la tasa de inflación en 1% genera un aumento de la tasa de interés nominal de un 1.31%. En otras palabras, el efecto de la inflación sobre la tasa de interés nominal es mayor a uno³, lo cual indica que el efecto Fisher se cumple. Este resultado es similar al encontrado por Cárdenas y Sáenz (2001), quienes determinan un coeficiente de (1.00), sin embargo el periodo de análisis de estos es 1980-2000 y no tienen en cuenta la existencia de un posible cambio estructural en la relación de largo plazo. En contraste, Misas *et al.* (1992) encuentran que el coeficiente es (0.4), con esto concluyen que existe un cumplimiento en sentido débil de la hipótesis de Fisher.

Como se mencionó (gráfica 1), en la gráfica 2 se muestra la relación de cointegración entre la tasa de interés nominal y la tasa de inflación, asimismo, se puede observar el cambio hacia finales de los noventa. A continuación, en la tabla 5 se presentan los resultados de la prueba de cointegración desarrollada por Gregory y Hansen (1996).

3 Para corroborar esto, se lleva a cabo una prueba de hipótesis.

Tabla 5.

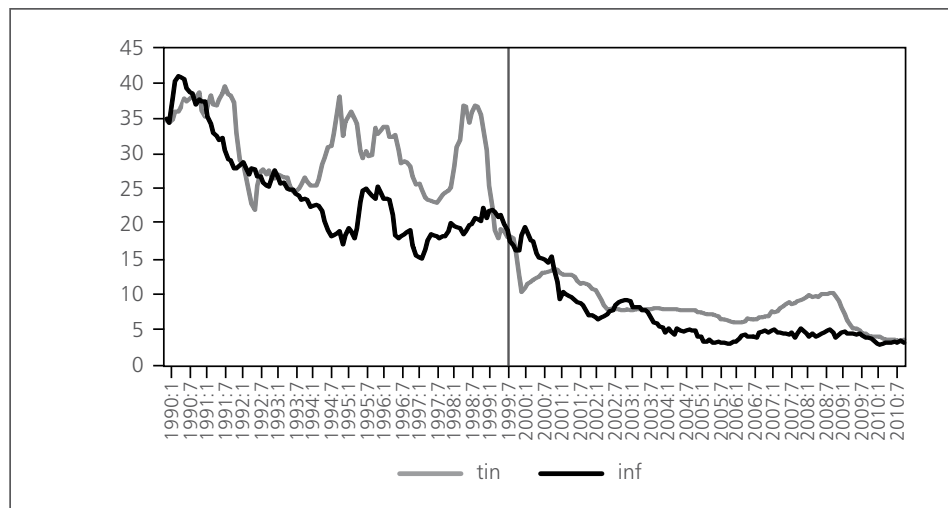
Resultado prueba de cointegración con cambio de régimen (Gregory y Hansen (1996))

	Estadístico	Punto de Quiebre	Fecha	Valores Críticos Asintóticos		
				1%	5%	10%
ADF	-5.21**	115	1999m7	-5.47	-4.95	-4.68
Zt	-6.17**	115	1999m7	-5.47	-4.95	-4.68
Za	-41.31	115	1999m7	-57.17	-47.04	-41.85

**Denota rechazo de la hipótesis nula de no cointegración con cambio estructural (Régimen).
Fuente: Cálculo de los autores.

Gráfica 3.

Quiebre estimado en la relación de largo plazo



Fuente: Cálculo de los autores.

Tal como se observa, los estadísticos *ADF* y *Zt* rechazan la hipótesis nula de no cointegración al 5% de significancia, a favor de la existencia de una relación de largo plazo. Los resultados obtenidos indican que, efectivamente, existe un cambio estructural a finales de los años noventa; específicamente, en el año 1999, como se muestra en el gráfico 3. Los parámetros de cointegración estimados en presencia de un cambio estructural se presentan en la siguiente ecuación (error estándar):

$$tin_t = 4.131 + 0.8549 inf_t \quad [12]$$

(-0.10481)

Lo anterior implica que, en el largo plazo, un incremento de la tasa de inflación en 1% genera un incremento de la tasa de interés nominal de un 0.854%. En otras palabras, el efecto de la inflación sobre la tasa de interés nominal es menor a uno⁴. Las ecuaciones 5 y 6 muestran los resultados de la ecuación de Fisher sin y con quiebre estructural, respectivamente. Ellas evidencian que la relación es menor cuando se tiene en cuenta el cambio estructural. A pesar de que el coeficiente es menor a uno, se puede decir que existe evidencia estadística

4 Se lleva a cabo una prueba de hipótesis para corroborar esto.

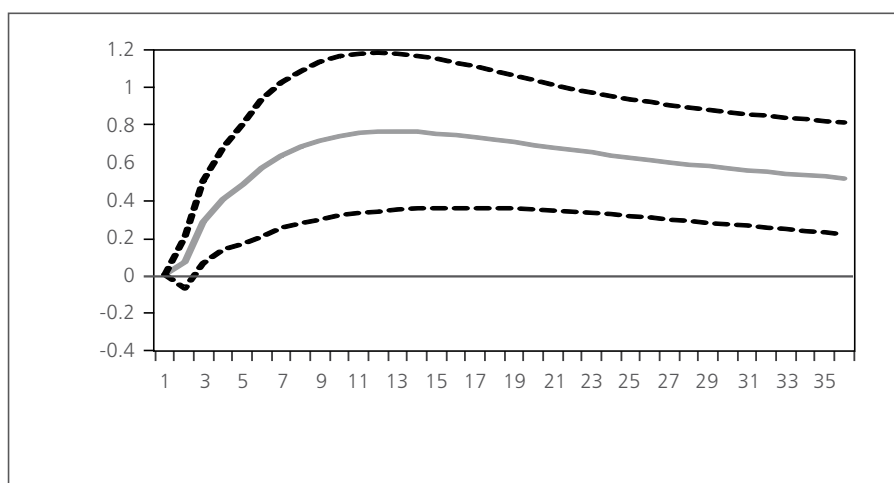
a favor del cumplimiento del efecto Fisher para la economía colombiana durante el periodo de estudio. Cabe aclarar que ambos modelos cumplen con los supuestos clásicos de homoscedasticidad y no autocorrelación.

En las gráficas 4 y 5 se muestran las funciones impulso respuesta del modelo estimado. Primero se presenta la respuesta de la tasa de interés nominal ante un choque de la tasa de inflación (gráfica 4) y,

segundo, la respuesta de la tasa de inflación ante un choque de la tasa de interés nominal (gráfica 5). Se puede ver que la respuesta de la tasa de interés nominal frente a un choque de la tasa de inflación es positiva, tal como se espera teóricamente. Por otra parte, un choque positivo sobre la tasa de interés nominal genera una reducción de la tasa de inflación durante los meses 3 y 4, y después del mes 12, el efecto es positivo.

Gráfica 4.

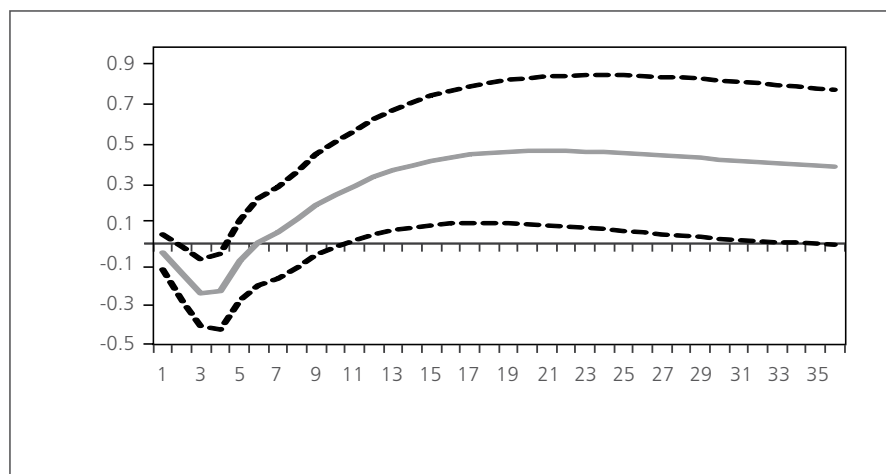
Respuesta de la tasa de interés nominal a un choque de la tasa de inflación



Fuente: Cálculo de los autores.

Gráfica 5.

Respuesta de la tasa de inflación a un choque de la tasa de interés nominal



Fuente: Cálculo de los autores.

CONCLUSIONES

En este documento se estudió la relación existente entre la tasa de inflación y la tasa de interés nominal. Esto se hizo a través de un modelo de series de tiempo no estacionario y presentando evidencia empírica a favor del cumplimiento del efecto Fisher para Colombia. Se emplearon datos mensuales comprendidos entre el periodo 1990 y 2010.

El efecto Fisher evidencia la relación uno a uno entre las tasas de interés nominal y las tasas de inflación, manteniendo constante la tasa de interés real; igualmente, comprobar la existencia de raíces unitarias para las series en niveles permite decir que los shocks aleatorios del pasado afectan la evolución presente y futura de la tasa de interés nominal y la tasa de inflación. Es posible afirmar que la aceptación del efecto Fisher permite ver la no presencia de cierto grado de ilusión monetaria, debido a que los prestamistas logran transmitir los efectos de la tasa de inflación a la tasa de interés nominal de manera total.

Según las estimaciones, en el largo plazo, un incremento de la tasa de inflación en 1% genera un incremento de la tasa de interés nominal de un 1.31%. Por otro lado, cuando se tiene en cuenta

un quiebre estructural en esta relación, en el largo plazo, un incremento de la tasa de inflación en 1% genera un incremento de la tasa de interés nominal de 0.85%.

Estos resultados deben ser leídos con cuidado, ya que el valor de los coeficientes, sin tener en cuenta la existencia del quiebre estructural, indica que la hipótesis de Fisher se cumple, en sentido estricto. Mientras que el coeficiente con el quiebre estructural indica que el efecto Fisher se cumple en sentido débil, ya que este es inferior a uno, estadísticamente.

En resumen, los resultados obtenidos en el presente estudio respaldan la existencia de una relación de largo plazo entre la tasa de interés nominal y la tasa de inflación; es decir, se encuentra evidencia del efecto Fisher en la economía colombiana. Además, se presenta evidencia de que existe un quiebre estructural en esta relación, durante el año 1999. Esto, además de hacer más robustos los resultados, resalta la importancia de emplear pruebas que controlen la presencia de quiebres estructurales en las relaciones de largo plazo y de tener en cuenta estos quiebres en las estimaciones, para análisis de cointegración en series de tiempo.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. Arango, L. E., & Arosemena, A. M. (2003). El tramo corto de la estructura a plazo como predictor de expectativas de inflación en Colombia. *Borradores de Economía*, n.º 264. Bogotá: Banco de la República.
2. Arango, L. E., & Flórez, L. (2008). Tramo corto de la curva de rendimientos, cambio de régimen inflacionario y expectativas de inflación en Colombia. *El Trimestre Económico*, 297, 183-210.
3. Böhm-Bawerk, E. V. (1890). *Capital and Interest: A Critical History of Economical Theory*. New York: Brentano's.
4. Cárdenas, H., & Sáenz, J. E. (2001). ¿Cuál es la evidencia empírica del efecto Fisher en la economía colombiana 1980-2000? *Cuadernos de Economía*, 20(35), 267-285.
5. Carlson, J. A. (1979). Expected Inflation and Interest Rates. *Economic Inquiry*, 17(4), 597-608.
6. Carrasquilla B. A., & Rodríguez, C. A. (1992). ¿Es aplicable la hipótesis de Fisher en Colombia? *Desarrollo y Sociedad*, 29, 101-114.
7. Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
8. Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with Unit Root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
9. Echeverry Garzón, J. C. & Eslava Mejía, M. (1997). Notas sobre la tasa de interés y la inflación en Colombia. *Borradores de Economía*, n.º 78.
10. Engle, R. F., & Granger, C. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
11. Fama, E. F. (1975). Short Term Interest Rates as Predictors of Inflation. *The American Economic Review*, 65(3), 269-282.
12. Fisher, I. (1930). *The theory of interest*. New York: Macmillan.
13. Gibson, W. (1970). Interest Rates and Monetary Policy. *Journal of Political Economy*, 78, 431-455.
14. Granger, C., & Newbold, P. (1974). Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.

15. Gregory, A. W. y Hansen, B. E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70, 99-126.
16. Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59(6), 1551-1580.
17. Johansen, S. y Juselius, K. (May 1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration--With Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.
18. Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.
19. Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., & Yougcheol Shin, P. S. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159-178.
20. Landreth, H., & Colander, D. (2006). Historia del pensamiento económico. (4 ed.). México: McGraw Hill.
21. Misas, M., Oliveros, H., & Steiner, R. (1992). Inflación y tasas de interés en Colombia. *Ensayos sobre política económica*, 22, 109-130.
22. Mishkin, F. S. (1990). ¿What Does the Term Structure Tell us About Future Inflation? *Journal of Monetary Economics*, 25(1), 77-95.
23. Mundell, R. (1963). Inflation and Real Interest. *Journal of Political Economy*, 71(3), 280-283.
24. Phillips, P. (1987). Time Series Regression with a Unit Root. *Econometrica*, 55, 277-301.
25. Posada P. C. E., & Misas A. M. (1995). La tasa de interés en Colombia 1958-1992. *Borradores de Economía*, n.º 26. Banco de la República.