

EL EFECTO FISHER A LARGO PLAZO: EL CASO DE LA ECONOMÍA MEXICANA 1986-2012

Andrea Salas Ortiz¹
Rodrigo Gómez Monge²

RESUMEN.

En el presente trabajo se hace un análisis del “efecto Fisher”, a fin de corroborar o desmentir si existe dicho efecto para la economía mexicana. Este trabajo está estructurado de la siguiente manera: en un primer momento se presenta el marco teórico que sustenta la hipótesis, posteriormente se incorporan las técnicas recientes para analizar la hipótesis de Fisher, a saber raíces unitarias y cointegración, finalmente se presentan los resultados de la investigación así como las debidas conclusiones.

Palabras claves: Cointegración, efecto Fisher, tasa de inflación, tasa de interés.

ABSTRACT.

This paper provides an empirical test of the Fisher effect for the purpose of proving or refusing this effect for the Mexican case. This study is structured as follows; in the first part the theoretical framework is presented, then we make use of the most recent techniques in order to analyze the Fisher effect, namely unit roots and cointegration, finally the results and conclusions are shown.

Key Words: Cointegration, Fisher effect, inflation rate, interest rate.

Clasificación JEL: E40, E52.

¹ Ex alumna de la licenciatura en Economía por la Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo-Universidad Nacional Autónoma de México. Correo electrónico andreasalas.mexico@gmail.com

² Profesor e Investigador de la Facultad de Economía “Vasco de Quiroga” de la Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo. Miembro del Sistema Nacional de Investigadores. Correo electrónico: rmonge@fevaq.net.

INTRODUCCIÓN.

La evolución de la tasa de interés y su relación con la tasa de inflación ha sido un tema de creciente atención en México debido a las modificaciones del sistema financiero internacional. Un proceso de estabilidad financiera se comenzó a gestar para el caso mexicano a mediados de los noventas, cuando el Banco de México adquiere autonomía institucional, desde entonces se ha procurado la estabilidad del poder adquisitivo de la moneda nacional, el peso.

Bajo esta perspectiva el efecto Fisher significaría que cambios en las tasas de interés nominales de corto plazo reflejan cambios en la inflación esperada; en el largo plazo la tasa de interés nominal se ajusta uno-a-uno con los movimientos en la inflación esperada, por lo tanto con el efecto Fisher subyace la idea de la neutralidad del dinero. Según este efecto, cuando la tasa de inflación aumenta, el tipo de interés nominal lo hace en la misma medida, por lo que el tipo de interés real no se ve modificado. El presente trabajo tiene como objetivo central determinar si existe o no el llamado "Efecto Fisher" para la economía mexicana. Cabe destacar que, la demostración de este efecto, dependerá, en gran medida, de la situación por la que esté atravesando la economía y de la percepción de los agentes sobre la misma.

En trabajos anteriores de contraste del efecto Fisher para la economía mexicana, se he llegado a la conclusión de que la hipótesis de Fisher se verifica parcialmente, (Cabazos y Rivas: 2009) sin embargo debemos de tomar en cuenta que estos autores trabajan sobre el periodo 1994-2006 cuando la variable inflación observó un fuerte componente inercial.

Otros autores (Liquitaya y Gutiérrez: 2008) realizaron la contrastación del efecto Fisher bajo el periodo 1985-2006, y llegan a la conclusión de que para su periodo de análisis no existe un efecto Fisher completo, sino lo que se conoce como efecto Mundell-Tobin, es decir que la tasa nominal de interés varía de modo menos que proporcional a la tasa de inflación esperada a través del impacto de esta última sobre la tasa real; la inflación, al actuar como un impuesto sobre los saldos monetarios reales, haría que el público disminuya su tenencia de dinero y lo sustituya por otros activos que generan rendimientos, lo que presionaría a la baja a las tasas reales de interés.

Ahora bien, un estudio de este tipo puede constituir una referencia conveniente para el análisis de la política monetaria y para el examen de los mercados financieros, comprendiendo mejor la dinámica de la tasa de interés Además, contrastando esta hipótesis se corrobora también uno de los postulados de la economía convencional, la neutralidad del dinero.

I. MARCO TEÓRICO.

La relación entre el tipo de interés nominal y la tasa de inflación ha sido analizada por muchos autores y desde puntos de vista muy diferentes a lo largo de la historia. Esta relación adquiere especial relevancia desde que Irving Fisher (1930) formulara la noción de tipo de interés real. La versión más clásica de la denominada “hipótesis de Fisher” o “efecto Fisher” postula que la tasa de inflación esperada es absorbida completamente por el tipo de interés nominal en el largo plazo, lo que da lugar a la aparición de una relación de tipo uno a uno entre ambas series. Es decir, esta hipótesis supone que el tipo de interés real permanece constante en el largo plazo, no viéndose afectado por los cambios en las expectativas de inflación.

La Hipótesis de Fisher (HF) plantea que cambios en las tasas de interés nominales de corto plazo reflejan cambios en la inflación esperada. La demostración de este efecto dependerá, en gran medida, de la situación por la que esté atravesando la economía y de la percepción de los agentes sobre la misma. Asimismo, para Lanne (2001) la evolución de la tasa de interés nominal es una señal, con base en la cual los agentes económicos formulan sus expectativas sobre la inflación futura.

Cuando la inflación es alta, los tenedores de los activos financieros demandarán tasas de interés que les cubra por la pérdida inflacionaria, entonces se rompe la sustitución que existía entre dinero y activos financieros y más bien se promueve la competencia y la sustitución entre los rendimientos de los activos financieros y los activos de capital.

Además, encuentra consistencia con el argumento de que cuando la inflación es persistente se registra una sustitución entre activos financieros y activos de capital. La inflación puede afectar los rendimientos reales por lo que los agentes económicos preferirán mantener activos cuyas tasas de interés nominales les cubran de la pérdida del poder adquisitivo y reducirán su preferencia por el dinero, en ese caso se cumple la Hipótesis de Fisher. Choi (2002).

La (HF) afirma que la tasa de interés real es relativamente constante, dado que los movimientos en la tasa de interés nominal compensan totalmente las variaciones de la inflación. En un sentido menos estricto, la HF señala que la tasa de interés real no varía permanentemente.

Dicha hipótesis define el tipo de interés real ex-ante a un determinado plazo como:

$$I_r = \frac{i - \pi}{1 + \pi} \quad [1]$$

Dónde: i representa la tasa de interés nominal y π es la inflación.

A largo plazo el tipo de interés real tiende a su nivel de equilibrio, por lo que un incremento del tipo de interés nominal indicará un incremento de la tasa de inflación futura. Si a corto plazo se cumpliera el efecto Fisher la política monetaria no tendría efecto alguno sobre la economía.

Fisher (1930) postula que los cambios en la inflación esperada inducen variaciones iguales en el tipo de interés nominal en el largo plazo, de manera que el tipo de interés real *ex ante* no se ve alterado. El cumplimiento de este postulado se puede interpretar como ausencia de ilusión monetaria³ por parte de los agentes económicos en el largo plazo. El punto de partida será la conocida ecuación de Fisher, según la cual el tipo de interés nominal puede descomponerse en dos partes, el tipo de interés real *ex-ante* y la tasa esperada de inflación:

$$i_t = r_t^e + \pi_{t-1}^e \quad [2]$$

Donde i_t es el tipo de interés nominal de un activo emitido en el periodo t , r_t^e es el tipo de interés real *ex ante* y π_t^e es la tasa de inflación esperada en $t-1$ para el periodo siguiente. La hipótesis de Fisher podría contrastarse a partir de la siguiente ecuación:

$$i_t = \alpha + \beta \pi_t^e \quad [3]$$

Donde la constante α aproximaría el tipo de interés real *ex-ante*, y el no rechazo de la hipótesis nula, $\beta = 1$ indicaría la existencia de un efecto Fisher completo.

Fisher basó su hipótesis en un estudio realizado para los Estados Unidos (1890-1927) y Reino Unido (1820-1924), dicho autor concluyó que estadísticamente la tasa nominal de interés y la tasa de inflación siguen la misma dirección con algún grado de distribución en el tiempo y una transmisión imperfecta debido a que el efecto esperado resultó ser menor de lo que su hipótesis predecía. A partir de ello ha existido un interés persistente por contrastar el hallazgo de Fisher con la teoría pura, de tal forma que Darby (1975) sugirió que la tasa nominal de interés debe

³ Se entiende por ilusión monetaria la incapacidad de los agentes económicos de trasladar en su totalidad al tipo de interés nominal las variaciones de la tasa de inflación esperada. Es importante tener en cuenta que, aunque habitualmente se considera que la presencia de un cierto grado de ilusión monetaria sería una condición necesaria para que no se produzca un efecto Fisher completo, en realidad no sería una condición necesaria sino suficiente.

cambiar 1.3 a 1.5 veces la variación en la inflación esperada. Sin embargo, un gran número de análisis empíricos confirman que los movimientos en la tasa de interés son menos que proporcionales a la inflación esperada.

Desde entonces, se han formulado una series de interpretaciones del valor del estimador β , a saber, si $\beta=1$ se cumple el efecto Fisher en su versión más estricta (existe un efecto Fisher completo), asimismo si ambas variables están cointegradas pero $\beta < 1$, se produce lo que se denomina como “efecto Mundell-Tobin”, para este caso podemos afirmar que se cumple lo que se ha llamado en la literatura como forma débil del efecto Fisher, también bautizado como efecto Fisher parcial o incompleto, de manera que las variaciones de la tasa de inflación esperada se trasladan en una proporción menor a la unidad al tipo de interés nominal.

Otro caso se presenta cuando $\beta > 1$, se produce el denominada “efecto Darby”, según el cual el tipo de interés nominal es más sensible a las variaciones de la tasa de inflación de lo que supone el efecto Fisher completo, esto con el fin de mantener una rentabilidad real después de tener en cuenta la presencia de impuestos.

Pero, bajo el supuesto de que $\beta=1$, indicando la existencia de un efecto Fisher completo y suponemos además que las expectativas son racionales, la tasa esperada de inflación coincidirá con la efectivamente registrada, π_t^e salvo por un error aleatorio de predicción ε_t :

$$\pi_t^e = \pi_t + \varepsilon_t \quad [4]$$

Por lo que sustituyendo [4] en [3] tenemos:

$$i_t = \alpha + \beta \pi_t + \mu_t \quad [5]$$

Donde $\mu_t = \beta \varepsilon_t$

Ahora bien, para que haya un cumplimiento del efecto Fisher, se requiere que, tanto i como π contengan una raíz unitaria, y que ambas variables estén cointegradas. Para dicho fin, en primer lugar se obtendrá el orden de integración de las variables tipo de interés nominal, y tasa de inflación, posteriormente si el tipo de interés nominal y la tasa de inflación resultaran ser integrados de orden uno, se estimará la ecuación [5], de manera que, siguiendo a Bajo y Steve (1998):

- a) Si ambas variables estuvieran cointegradas y β no fuera significativamente distinto de la unidad, se produciría un efecto Fisher completo y las variaciones de la tasa esperada de inflación se

- trasladarían uno a uno al tipo de interés nominal.
- b) Si ambas variables están cointegradas y β es significativamente mayor que la unidad ($\beta > 1$) se produce el denominada "Efecto Darby" según el cual el tipo de interés nominal es más sensible a las variaciones de la tasa de inflación de lo que supone el efecto Fisher completo, con el fin de mantener una rentabilidad real después de tener en cuenta la presencia de impuestos.
 - c) Si ambas variables estuvieran cointegradas y β fuera significativamente menor que la unidad, se produciría un efecto Fisher parcial y las variaciones de la tasa esperada de inflación se trasladarían en una proporción $\beta < 1$ al tipo de interés nominal, debido a la existencia de ilusión monetaria también parcial.

III METODOLOGÍA DE LA INVESTIGACIÓN.

La aparición en la literatura del tema de cointegración y raíces unitarias significó un nuevo salto cualitativo para el contraste empírico del efecto Fisher. Si el tipo de interés nominal y la tasa de inflación contienen tendencias estocásticas (o, lo que es lo mismo, poseen una raíz unitaria), los contrastes de la hipótesis de Fisher realizados hasta entonces serían el resultado de regresiones espurias⁴.

Así pues, como primer paso se debe hacer un análisis para determinar si ambas variables poseen raíces unitarias y posteriormente pasar al método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) para determinar la ecuación de Fisher.

III.1 Prueba de raíces unitarias.

El cumplimiento de la hipótesis de Fisher a largo plazo supone que el tipo de interés nominal y la tasa de inflación esperada se mueven 1 a 1 y comparten tendencia, lo que implica que el tipo de interés real es estacionario y que los tipos de interés nominales son predictores de la tasa esperada de inflación.

Si los tipos de interés nominales e inflación son no estacionarios, la ecuación de Fisher implica cointegración de tal forma que comparten una tendencia estocástica común.

⁴ En una regresión espuria los errores están correlacionados y los estadísticos "t" están mal calculados porque se está usando un estimador de la varianza residual que no es consistente.

Se dice que dos o más series están cointegradas si las mismas se mueven conjuntamente a lo largo del tiempo y las diferencias entre ellas son estables (es decir estacionarias), aun cuando cada serie en particular contenga una tendencia estocástica y sea por lo tanto no estacionaria. De aquí que la cointegración refleja la presencia de un equilibrio a largo plazo hacia el cual converge el sistema económico a lo largo del tiempo. Las diferencias (o término error) en la ecuación de cointegración se interpretan como el error de desequilibrio para cada punto particular de tiempo. (Mata, 2004)

La mayoría de las series económicas son no estacionarias por cuanto comparten tendencias estocásticas comunes.

La mayoría de las series económicas presentan un componente irregular, por lo que es necesario analizarlas a partir de lo que se denomina “raíz unitaria”, para determinar si una serie es estacionaria o no; comenzaremos para ello con la prueba DF (Dickey-Fuller).

Si consideramos el siguiente modelo:

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad [6]$$

Donde ε representa un término de error estocástico que presenta los supuestos clásicos, esto quiere decir que tiene una media cero, varianza constante y no está correlacionada.

Como el coeficiente de Y_{t-1} es 1, nace la raíz unitaria que presenta un escenario de no estacionalidad. En econometría se denomina a una serie que presenta una raíz unitaria como un camino o paseo aleatorio “Random Walks”. Si establecemos un parámetro para el coeficiente de Y_{t-1} la regresión estaría presentada como:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad [7]$$

Donde $\rho = 1$, entonces la variable estocástica Y_t presenta una raíz unitaria, por lo que será necesario diferenciarla, para esto restaremos Y_{t-1} a ambos miembros de la ecuación [7]:

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad [8]$$

Si factorizamos Y_{t-1} en el lado derecho de la ecuación y definimos $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ como el operador de primera diferencia:

$$\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad [9]$$

Establecemos la hipótesis nula que sería $\gamma=0$, donde la serie estocástica Y_t presenta una raíz unitaria.

Después se estima la ecuación [6]. Se divide el ρ entre el error estándar para calcular el estadístico τ de Dickey-Fuller, luego se consulta en la tabla de Dickey Fuller para ver si la probabilidad de rechazar la hipótesis nula $\rho=1$ (es decir la no presencia de raíz unitaria en la serie).

Vale la pena recalcar que se deben comprobar las propiedades de las variables con el propósito de eludir futuras regresiones espurias, ya Nelson y Plosser (1982) mostraron que la mayoría de variables son no estacionarias, por tanto se aplica el análisis de cointegración, con el fin de comprobar que las variables bajo estudio efectivamente mantienen una relación de equilibrio en el largo plazo.

III.2 La prueba Dickey-Fuller (DF).

Las pruebas Dickey-Fuller pueden ser estimadas bajo tres distintas hipótesis nulas diferentes:

- a) Si Y_t es un *Random Walk*, en este modelo no hay tendencia o intercepto incorporado

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad [10]$$

- b) Si Y_t es un *Random Walk* con intercepto (*drift*)

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad [11]$$

- c) Si Y_t es un *Random Walk* con intercepto (*drift*) y tendencia (*trend*)

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_t + \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad [12]$$

Cabe mencionar que en los tres casos la hipótesis nula $\gamma=0$, establece que existe raíz unitaria y la hipótesis alternativa $\gamma \neq 0$, que representaría la estacionalidad de la serie Y_t . Diversos autores como Antunez, (2010:3) o Gujarati, (2009:788) mencionan que la ecuación [12] brinda un modelo más completo.

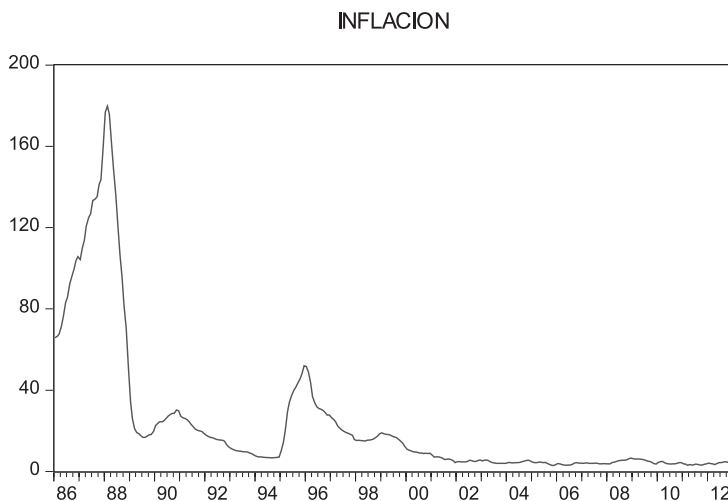
El paso posterior para nuestra prueba consiste en primeramente calcular el modelo de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), y después dividir el coeficiente Y_{t-1} entre su error estándar, de esta forma es como se calcula el estadístico *tau* (τ). Finalmente se contrastan dichos valores con los valores de la tabla de MacKinnon, siendo los criterios de decisión los siguientes:

- Si $\tau > t$ MacKinnon: No existe Raíz Unitaria⁵
- Si $\tau < t$ MacKinnon: Existe Raíz Unitaria

III.3 Periodo y datos.

Como es requerido en los estudios que contrastan el efecto Fisher, los datos que se utilizan son el tipo de interés nominal a corto plazo, es decir la rentabilidad que ofrecen los Certificados de la Tesorería de la Federación a 28 días, y la tasa de inflación, medida como la tasa de crecimiento mensual interanualizada del Índice de Precios al Consumidor, Índice General, base segunda quincena de diciembre de 2010.

Figura 1. Tasa de Inflación mensual⁶(periodo 1986-2012).



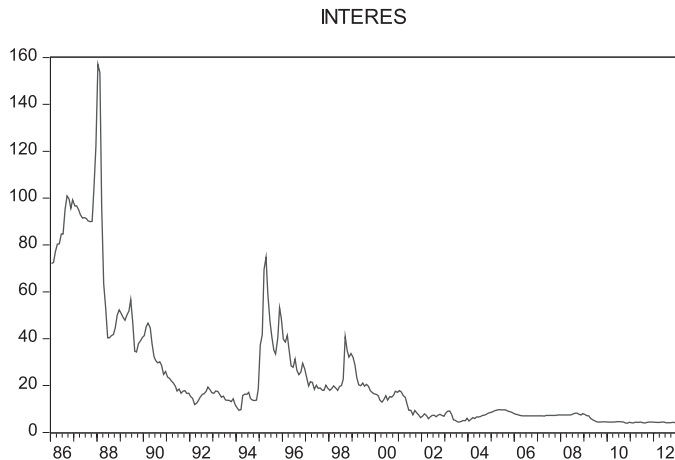
Fuente: Elaboración propia con base en datos de INEGI (2013) y Banxico (2013).

⁵ Para dicho contraste se toman los valores absolutos.

⁶ Variación porcentual calculada contra el mismo periodo del año anterior.

El periodo de análisis de este trabajo cubre 324 meses, comenzando en enero de 1986 y terminando en diciembre de 2012. La periodicidad, tanto de la tasa de interés como de la tasa de inflación, es mensual; la fuente de los datos es Banco de México y el Banco de Información Económica. Ambas variables están medidas en tasas de variación anualizadas.

Figura 2. Tasa de Interés mensual (periodo 1986-2012).



Fuente: Elaboración propia con base en datos de INEGI (2013) y Banxico (2013).

III.4 Resultados de la prueba DF.

Siguiendo nuestra metodología para determinar si existen raíces unitarias en ambas series de tiempo, se presenta a continuación el contraste estándar del test de Dickey-Fuller. La hipótesis nula es la existencia de raíz unitaria frente a la hipótesis alternativa de estacionalidad.

Tabla 1. Test de raíz unitaria DF para la tasa de inflación y el tipo de interés nominal.

Serie	Incluye tendencia e intercepto	Estadístico τ	Estadístico MacKinnon	
			99%	95%
Tasa de Inflación	Si	2.777	3.472	2.905
Tasa de Interés	Si	2.487	3.472	2.905

Fuente: Elaboración propia con base en datos de Banxico y Banco de Información Económica. Fecha de consulta: 3 de Febrero de 2013.

De acuerdo a la tabla 1, se puede observar que el estadístico τ (tau) para ambas series es menor al estadístico de MacKinnon, tanto al 95 como al 99%. Y siguiendo el criterio de decisión ya mencionado, se concluye que ambas series son no estacionarias. El test DF revela la presencia de raíz unitaria en el tipo de interés nominal y la tasa de inflación. Los resultados que obtenemos nos permiten concluir que existe evidencia generalizada de que ambas series son integradas de orden 1.

Por tanto, una vez que hemos comprobado que efectivamente tanto la tasa de interés como la tasa de inflación son variables no estacionarias y están cointegradas en orden uno a uno, podemos proseguir en nuestras estimaciones a fin de aceptar o rechazar la hipótesis de Fisher.

IV RESULTADOS.

Tras establecer que, tanto la variable tasa de inflación como tasa de interés, son no estacionarias, se pasa a analizar la existencia de la hipótesis de Fisher, mediante la estimación de la ecuación [5], los resultados a partir de MCO, se muestran a continuación:

Tabla 2. Resultados de la regresión, periodo 1986-2012.

$$\dot{i}_{1986-2012} = \alpha + \beta\pi_{1986-2012} + \mu_{1986-2012}$$

Variable	Coefficiente	Error Est.	Estadístico <i>t</i>	Prob.
	7.9796	3.1616	2.5238	0.0121
	0.6353	0.0677	9.3841	0
R-ajustado	0.9633			
D-W	1.1635			

Fuente: Elaboración propia con base en datos de INEGI y Banxico.

A partir de la tabla anterior podemos concluir lo siguiente: cuando la tasa de inflación se eleva en 1%, la tasa de interés lo hará en 0.6353%, por lo cual de acuerdo a nuestro marco teórico, se concluirá que existe no un efecto Fisher completo, sino el efecto Mundell- Tobin, dado que $\beta < 1$. Estadísticamente la pendiente estimada resulta significativa en la medida en que el error estándar es bajo, asimismo, si juzgamos por su estadístico de Student, éste tiene un valor muy por encima al valor de tabla, sin embargo, existe evidencia de autocorrelación en los residuos, como sugiere el estadístico Durbin-Watson, lo cual convierte a nuestro estimador Beta, en uno sesgado e inconsistente.

Es útil distinguir entre periodos de aceleración inflacionaria y periodos de inflación estable, en cuanto los indicios de autocorrelación podrían provenir de algún cambio estructural que se produce en el valor numérico de β . Durante periodos de marcada inflación (1988, 1995), la relación causal con las tasas nominales puede no ser tan fuerte, en otras palabras, la evaluación de la tasa de interés nominal no necesariamente mantiene una relación estrecha con la inflación.

Es sabido que una vez estimado el modelo de regresión se deben contrastar diferentes hipótesis sobre su especificación y sobre los residuos del modelo, en nuestro caso, los problemas que pueden surgir, luego de la estimación, por un lado, que se presente un cambio estructural o, en su caso, un error de especificación. A partir de los resultados anteriores, encontramos algunos de los síntomas habituales que hacen suponer la presencia de un cambio estructural⁷, dichos elementos son: ruptura en la dinámica de los errores y ciertos acontecimientos puntuales que generan un punto de quiebre que alteran nuestro modelo; dicha evidencia empírica la encontramos en los años de alta volatilidad (1988, 1995), por tanto hay razones que avalan conceptualmente ese cambio.

Una de las hipótesis que suponemos cumple el modelo de regresión especificado es que los coeficientes se mantiene constantes para todo el periodo muestral. Sin embargo, es posible que existan submuestras para las que el comportamiento del modelo, su estructura, sea diferente, siendo necesario contrastar esta posibilidad.

Con el fin de aceptar o rechazar dicha posibilidad, se empleó un test de cambio estructural siendo este el test de Chow, el cual arrojó como conclusión el rechazo de la hipótesis nula⁸, afirmando por tanto la existencia de cambio estructural para el año 1996. Sabiendo que existe un cambio estructural en las variables tasa de inflación e interés, se prosiguió a realizar de nuevo el contraste de la hipótesis de Fisher, dividiendo el periodo de análisis, en una submuestra que corre de 1986-1996 y otro que va de 1997-20012. Los resultados de dichas regresiones se muestran en las tablas 3 y 4 respectivamente.

De nueva cuenta nos encontramos ante un efecto Mundell-Tobin, en la medida en que $\beta < 1$, el estadístico de Student avala que nuestro coeficiente es significativo, sin embargo, nuestro parámetro no es consistente debido a que presenta autocorrelación.

⁷ Es decir, la posibilidad de que los parámetros varíen entre distintos subperiodos dentro de la muestra considerada.

⁸ La hipótesis nula con el test de Chow es la no existencia de cambio estructural.

Tabla 3. Resultados de la regresión, periodo 1986-1996.

$$\hat{i}_{1986-1996} = \alpha + \beta\pi_{1986-1996} + \mu_{1986-1996}$$

Variable	Coefficiente	Error Est.	Estadístico <i>t</i>	Prob.
	14.1898	7.2925	1.9457	0.0539
	0.5949	0.1025	5.8002	0
R-ajustado	0.9408			
D-W	1.1033			

Fuente: Elaboración propia con base en datos de INEGI y Banxico.

Importante es constatar que ante la presencia de autocorrelación, el modelo es inconsistente, pero queda una lección por demás sustancial: los problemas de autocorrelación en este periodo indican que existe la omisión de una o varias variables importantes y dicha omisión generan un cambio estructural, como ya se verificó anteriormente, esta exclusión de alguna variable es lo que genera el inconveniente denominado autocorrelación.

Derivado de lo anterior se puede enunciar que, la contrastación de la hipótesis de Fisher en su versión más estricta (ecuación [4]), no es posible para el caso de México durante el periodo de 1986-1996, ya que una de las hipótesis básicas en econometría, la estabilidad de los parámetros del modelo de regresión, no se cumple por dos motivos: a) un cambio de régimen y b) una omisión de variables relevantes producto de algún cambio estructural.

Es así que, en el siguiente periodo de análisis, una vez tomado en cuenta el cambio estructural, corresponde a los años que van de 1997 hasta 2012. Los resultados tomando como base de regresión la ecuación (5) se presentan a continuación:

Tabla 4. Resultados de la regresión, periodo 1997-2012.

$$\hat{i}_{1997-2012} = \alpha + \beta\pi_{1997-2012} + \mu_{1997-2012}$$

Variable	Coefficiente	Error Est.	Estadístico <i>t</i>	Prob.
	2.3641	1.4911	1.5855	0.1145
	1.0735	0.1814	5.9171	0
R-ajustado	0.941			
D-W	1.9271			

Fuente: Elaboración propia con base en datos de INEGI y Banxico.

El ejercicio de regresión arroja un estimador Beta, insesgado y completamente consistente en la medida en que los errores estándar son bajos, el estadístico de Student es superior al valor de tabla y el valor de Durbin Watson evidencia la no presencia de autocorrelación.

Por otra parte, el valor de β es cercano a la unidad, pero estrictamente mayor a 1, planteando con ello lo que hemos definido como Efecto Darby, cuando la tasa de inflación se incrementa en 1%, la tasa de interés nominal lo hará en 1.0735%, el tipo de interés nominal es más sensible a las variaciones de la tasa de inflación dado el papel de los impuestos.

V. CONCLUSIONES.

- En este trabajo se ha hecho un contraste empírico a fin de saber si existe el cumplimiento del efecto Fisher para la economía mexicana, nuestro trabajo ha usado técnicas de raíces unitarias y cointegración que tienen en cuenta explícitamente la presencia de posibles cambios estructurales en la tendencia de las series.
- En un primer momento, se aplicaron pruebas de raíces unitarias y estacionalidad a partir del test de Dickey-Fuller, los resultados fueron favorables a la no estacionalidad de la variable tasa de interés e inflación. El análisis de cointegración refrenda que la tasa de interés mantiene una relación de equilibrio en el largo plazo con la tasa de inflación.
- A continuación se prosiguió a contrastar la hipótesis de Fisher bajo el método de mínimos cuadrados ordinarios; por lo que respecta a la interpretación económica de esa primera regresión, los resultados apuntarían a la existencia de un efecto Fisher parcial, conocido también como efecto Mundell-Tobin. Sin embargo, ante la sospecha, tanto empírica como teórica de cambio estructural, se realizó un contraste de Chow, el cual detectó signos de ruptura estructural a partir del año 1996, coincidiendo con un periodo de cambios en el régimen de la política macroeconómica en México.
- Posteriormente, tomando en cuenta el cambio estructural, se realizaron dos nuevas regresiones con diferentes periodos de análisis, uno que va de 1986 a 1996 y el otro de 1997 a 2012.
- Los resultados que arrojó la regresión del primer periodo fueron; un estimador sesgado e inconsistente, producto de la presencia de autocorrelación, sin embargo como fruto de lo anterior se pueden inferir dos cosas, el cambio estructural y la omisión de una o varias

variables relevantes generan dicha correlación entre los términos de la perturbación, por tanto el contraste de la hipótesis de Fisher en su versión más estricta, a saber $i_t = \alpha + \beta\pi_t + \mu_t$, no se cumple para el caso mexicano, al menos en dicho periodo, sería necesario para ello incluir otra u otras variables relevantes.

- Para el periodo que corre de 1997 a 2012, no existe un efecto Fisher completo, sino un efecto Darby ($\beta > 1$) en la economía mexicana, los cambios en la tasa nominal de interés varían de modo más que proporcional a la tasa de inflación esperada. Cuando la tasa de inflación sube en 1%, la tasa de interés nominal lo hará en 1.0735%, lo anterior, como expusimos, se debe al efecto que los impuestos tienen sobre las inversiones, los tenedores de bonos esperan que la tasa de interés equipare la pérdida en su rendimiento elevando la tasa de interés.

A pesar de estas conclusiones, aún quedan preguntas al aire que sería interesante responderlas en investigaciones posteriores, por ejemplo: ¿Se cumplirá el efecto Fisher si lo contrastamos entre países que tienen economía abierta?

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS.

- Amador, Maya y Vera (2005) “Contrastación empírica del efecto Fisher en la unión europea mediante técnicas de cointegración con datos de panel” en Revista de la universidad de Cartagena.
- Antúnez Irgoin Cesar Humberto (2011) “Análisis de series de tiempo” Lima, Perú – 2011.
- Bajo y Esteve (1998) “¿Existe un efecto Fisher en el largo plazo?: evidencia para la economía española, 1962-1996”, en Revista española de economía, vol.15, No 2, 1998 149-166.
- Banco de México (2013): Serie histórica de la tasa de subasta de CETES a 28 días.
- Choi, Woon Gyu (2002) “The inverted Fisher Hypothesis: Inflation forecastability and asset substitution”, IMF Staff Papers, vol. 49, no 2.
- Cavazos Arroyo Guillermo y Rivas-Aceves Salvador (2009) “Relación entre la inflación y tasas de interés en México y Estados Unidos” en Problemas del desarrollo: revista latinoamericana de economía. Vol. 40, número 157, abril-junio 2009.
- Darby, M. (1975) “The Financial and Tax Effects of Monetary Policy on Interest Rates”, Economic Inquiry 13, 266-276.

- Ferrer, R. (1998) "Evidencia empírica de la hipótesis de Fisher en el mercado español", en *Revista Europea de Dirección y Economía de la Empresa*, Vol. 7, 1, 135-148.
- Fisher, I. (1930) "The theory of interest". New York.
- Gujarati, Damodar N. (2009) *Econometría*. Mc-Graw Hill. Cuarta Edición.
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía (2013). Banco de Información económica, México.
- Lanne, Markku (2001) "Near unit root and the relationship between inflation and interest rates: A reexamination of the Fisher effect", en *Empirical Economics*, vol. 26, no 2.
- Liquitaya Briceño José y Gutiérrez Jiménez Gerardo (2008) "Efecto Fisher, Efecto Mundell-Tobin y Modelos de Corrección de Errores, para la relación tasas de interés -inflación esperada" en *Denarius*, Vol 16, No. 1
- Mata, H.L. (2004) "Nociones Elementales de Cointegración: procedimiento de Engle-Granger" en <http://webdelprofesor.ula.ve/economia/hmata/>
- Nelson Ch. and Plosser Ch. (1982) "Trends Versus Random Walks in Macroeconomics Times Series: Some Evidence and Implications" en *Journal of Monetary Economics* número 10, 139-162
- Rico, P. (2001) "El efecto Fisher y la paridad de interés real. Evidencia para la economía española" en *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol. 30, 109, p. 691-722.